

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA NÁRODOHOSPODÁŘSKÁ

Dlouhodobá nezaměstnanost v zemích Visegrádské čtyřky
Long-term Unemployment in the Visegrad Countries

Student: Bc. Markéta Szabóvá

Vedoucí diplomové práce: doc. RNDr. Milan Šimek, Ph.D.

Ostrava 2013

VŠB - Technická univerzita Ostrava
Ekonomická fakulta
Katedra národohospodářská

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Markéta Szabóvá**
Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa
Studijní obor: 6202T027 Národní hospodářství
Specializace: 00 Národní hospodářství
Téma: **Dlouhodobá nezaměstnanost v zemích Visegrádské čtyřky**
Long-term Unemployment in the Visegrad Countries

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
 2. Teoretická východiska dlouhodobé nezaměstnanosti
 3. Metodologické přístupy ke zkoumání dlouhodobé nezaměstnanosti
 4. Model dlouhodobé nezaměstnanosti v zemích V4
 5. Závěr
- Seznam použité literatury
Seznam zkratk
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

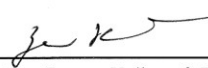
BROŽOVÁ, Dagmar. *Kapitoly z ekonomie trhů práce*. Praha: Oeconomica, 2006. 173 s. ISBN 80-245-1120-7.
HANČLOVÁ, Jana et al. *Modelování a klasifikace regionálních trhů práce*. Ostrava: Vysoká škola báňská - Technická univerzita Ostrava, 2002. 146 s. ISBN 80-248-0220-1.
WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press, 2002. 752 p. ISBN 02-622-3219-7.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

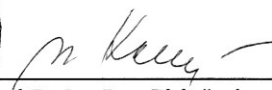
Vedoucí diplomové práce: **doc. RNDr. Milan Šimek, Ph.D.**

Datum zadání: 23.11.2012

Datum odevzdání: 26.04.2013


doc. Ing. Zuzana Kučerová, Ph.D.
vedoucí katedry




prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová
děkanka fakulty

Místopřísežné prohlášení

„Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně.“

V Ostravě dne 26.4.2013

.....*Szabová Markéta*.....

Bc. Markéta Szabová

Poděkování

Na tomto místě bych ráda poděkovala vedoucímu své diplomové práce doc. RNDr. Milanu Šimkovi Ph.D. za ochotu a velmi cenné rady, které mi byly poskytnuty při zpracování diplomové práce. Dále bych ráda poděkovala doc. Ing. Janě Hančlové, CSc. za pomoc v oblasti ekonometrie, a též za čas strávený při konzultacích. Ještě jednou oběma srdečně děkuji.

OBSAH

1 ÚVOD.....	5
2 TEORETICKÁ VÝCHODISKA DLOUHODOBÉ NEZAMĚSTNANOSTI.....	7
2.1 Obecná teorie nezaměstnanosti.....	7
2.2 Dlouhodobá nezaměstnanost	11
2.3 Vztah dlouhodobé nezaměstnanosti a vybraných faktorů	15
3 METODOLOGICKÉ PŘÍSTUPY KE ZKOUMÁNÍ DLOUHODOBÉ NEZAMĚSTNANOSTI	19
3.1 Datová základna.....	19
3.2 Modelování panelových dat.....	21
3.2.1 Základní model	22
3.2.2 Model s fixními efekty.....	23
3.2.3 Model s náhodnými efekty.....	26
3.3 Hausmanův test.....	28
4 MODEL DLOUHODOBÉ NEZAMĚSTNANOSTI V ZEMÍCH V4	31
4.1 Multikolinearita.....	31
4.2 Základní model	34
4.3 Model s fixními efekty.....	41
4.4 Závěr kapitoly	50
5 ZÁVĚR.....	52
POUŽITÁ LITERATURA	55
SEZNAM ZKRATEK	58
PROHLÁŠENÍ O VYUŽITÍ VÝSLEDKŮ DIPLOMOVÉ PRÁCE	
SEZNAM PŘÍLOH	
PŘÍLOHY	

1 ÚVOD

Nezaměstnanost, potažmo dlouhodobá nezaměstnanost je obecně ekonomickým i sociálním problémem, je však součástí každé ekonomiky. Ze sociálního hlediska má negativní důsledky na psychiku jedinců, z pohledu ekonomického představuje nezaměstnanost tlak na výdaje veřejných rozpočtů. Tento problém by neměl zůstat stranou při posuzování stavu ekonomiky, avšak je vhodné ne-li nutné zjistit, které z ukazatelů primárně ovlivňují vývoj dlouhodobé nezaměstnanosti, a posléze se na relevantní ukazatele cíleně zaměřit (pokud to lze).

Cílem práce je zjistit, které z vybraných faktorů a v jaké míře stojí za vývojem dlouhodobé nezaměstnanosti napříč zeměmi Visegrádské čtyřky.

Téma diplomové práce – dlouhodobá nezaměstnanost v zemích Visegrádské čtyřky – bylo vybráno z důvodu zájmu o tuto problematiku, konkrétně z důvodu potřeby zjištění co ve skutečnosti ovlivňuje právě úroveň dlouhodobé nezaměstnanosti.

Z důvodu lepší orientace je diplomová práce logicky členěna do tří hlavních kapitol – teoretická východiska dlouhodobé nezaměstnanosti, metodologické přístupy ke zkoumání dlouhodobé nezaměstnanosti, model dlouhodobé nezaměstnanosti v zemích V4 (Visegrádské čtyřky).

V rámci druhé kapitoly je položen teoretický základ této práce. Samozřejmě je čtenář nejprve seznámen s pojmem nezaměstnanosti, potažmo se způsoby jejího měření. Poté jsou blíže představeny jednotlivé typy nezaměstnanosti. Dále je již tato kapitola orientována konkrétně na dlouhodobou nezaměstnanost (definice, způsoby měření) a částečně jsou nastíněny možnosti, jak snížit míru (dlouhodobé) nezaměstnanosti. Závěr kapitoly je věnován zkoumání vztahů mezi dlouhodobou nezaměstnaností a vybranými faktory, což vytváří základ pro následné modelování.

Třetí kapitola má za cíl představit metody modelování panelových dat, jež jsou následně využity v rámci poslední kapitoly. Nejprve je vysvětlena logika panelových dat, v souvislosti s tímto jsou představeny výhody a nevýhody práce s panelovými daty. Následně je už specifikován základní model, model s fixními efekty a model s náhodnými efekty, jakožto hlavní typy metod práce s panelovými daty.

Poslední čtvrtou kapitolu tvoří již samotné modelování dlouhodobé nezaměstnanosti v zemích Visegrádské čtyřky, a to primárně za pomoci softwaru Eviews 7. V rámci modelování jsou využity dva hlavní typy modelů, prostřednictvím kterých jsou blíže popsány vztahy mezi dlouhodobou nezaměstnaností a vybranými faktory, potažmo je vysvětleno, čím je dlouhodobá nezaměstnanost ovlivňována, a to za předpokladu pozorování čtyř zemí – České republiky, Maďarska, Polska a Slovenska – v letech 1998 až 2009.

Celá práce je koncipována na základě metody dedukce, s částečným využitím metody analýzy, která se snaží daný problém vysvětlit pomocí zkoumání jeho částí. Metoda dedukce postupuje od jednoho myšlenkového soudu k druhému, od obecného ke konkrétnímu, čili od teorie k empirii.

Co se týče použité literatury, tak největším přínosem v rámci druhé kapitoly byla díla od těchto autorů: Brožová - *Kapitoly z ekonomie trhů práce*, Junankar - *The Global Economic Crisis: Long-Term Unemployment in the OECD* či Frank a Bernanke – *Ekonomie* a samozřejmě i jednotlivé studie, jež zkoumaly vztahy mezi dlouhodobou nezaměstnaností a vybranými faktory. Pro zpracování třetí kapitoly byly velkým přínosem knihy autorů Koop – *Introduction to econometrics*, Kennedy – *A guide to econometrics* a Verbeek – *A guide to modern econometrics*.

2 TEORETICKÁ VÝCHODISKA DLOUHODOBÉ NEZAMĚSTNANOSTI

Nezaměstnanost je velmi závažným makroekonomickým problémem. Ztráta zaměstnání působí na mnoho lidí negativním způsobem, a to v podobě psychologických problémů či snížení životního standardu (Mankiw, 2009). Na druhou stranu však nezaměstnanost existuje v každé společnosti, dokonce určitá výše nezaměstnanosti je žádaná, zde je velmi důležitá výše a délka nezaměstnanosti. Přetrvává-li dlouhodobě vysoká nezaměstnanost má to již zmíněné negativní dopady jak psychologické, sociální tak politické (Brožová, 2006).

2.1 Obecná teorie nezaměstnanosti

Pojem zaměstnaný znamená, že dotyčná osoba vykonává placené zaměstnání nebo sebezaměstnání. Nezaměstnaný je ten, jenž chce pracovat, je ochotný kdykoliv nastoupit do práce, nemá placené zaměstnání či sebezaměstnání a aktivně práci hledá. Co se týče registrované nezaměstnanosti, zde je podmínkou evidence na úřadu práce. Zaměstnaní spolu s nezaměstnanými tvoří ekonomicky aktivní obyvatelstvo. Naopak mezi ekonomicky neaktivní patří studenti, důchodci a ženy v domácnosti (Brožová, 2006).

Nyní je však důležité zjistit velikost nezaměstnanosti, a to lze dle Brožové (2006) buď prostřednictvím absolutních čísel (což nemá velkou vypovídací schopnost) nebo na základě míry nezaměstnanosti (počet nezaměstnaných k součtu počtu zaměstnaných a nezaměstnaných):

$$u = \frac{U}{L+U} \times 100 \quad (2.1)$$

u...míra nezaměstnanosti v %, U...počet nezaměstnaných, L...počet zaměstnaných.

Míra nezaměstnanosti je velice citlivý indikátor, který v podstatě reflektuje situaci na trhu práce. V případě nízké míry nezaměstnanosti se práce zdá být jistá, pracovní místa se jednoduše shánějí, což je doprovázeno zvyšováním mezd a zlepšováním pracovních podmínek, a to díky konkurenci mezi zaměstnavateli. Naopak vysoká míra nezaměstnanosti je špatným signálem i pro zaměstnané osoby, jelikož oslabený trh práce nedovoluje zvyšovat mzdy (Frank a Bernanke, 2003).

I ukazatel jako je míra nezaměstnanosti má své kritiky, jak uvádí Frank a Bernanke (2003) oficiální míra nezaměstnanosti podhodnocuje její skutečnou úroveň. Hlavními viníky jsou tzv. **odrazení pracovníci a pracovníci s nuceně zkráceným úvazkem**. Odrazení pracovníci jsou lidé, jež by práci chtěli, ale v uplynulých čtyřech týdnech žádnou práci nenašli. Jsou ovlivněni negativními zkušenostmi z předchozího hledání práce, nebo tvrdí, že na současném trhu práce není pro ně vhodné místo. Na základě definice nezaměstnaného tudíž tito lidé nespádají do kategorie nezaměstnaných, čili částečně zkreslují skutečný stav trhu práce. Další skupinou jsou pracovníci s nuceně zkráceným úvazkem. Tito lidé pracují na zkrácený úvazek, ale chtěli by pracovat na plný úvazek, jenže takovou práci najít nemohou. Jsou tedy evidováni jako zaměstnaní, i když někteří ekonomové navrhuji, aby tito lidé byli bráni jako částečně nezaměstnaní.

Jak už bylo řečeno, nezaměstnanost je všudypřítomný jev. V dlouhodobém horizontu ekonomika tíhne ke stavu **přirozené míry nezaměstnanosti** (i přes veškeré nedokonalosti trhu práce, které brání pracovníkům rychle si najít práci). Jedná se o průměrnou míru nezaměstnanosti (průměrnou hodnotu), okolo které kolísá míra nezaměstnanosti nebo kolem které ekonomika fluktuuje (Mankiw, 2009). Jak uvádí Brožová (2006) jde též o míru nezaměstnanosti, kdy je trh práce v rovnováze. Podstatné však je, že existuje vzestupný trend vývoje přirozené míry nezaměstnanosti (díky strukturálním změnám, rostoucímu vlivu vládních a sociálních politik, vysoké míře ochrany pracovníků či demografickým změnám).

Přirozené míry nezaměstnanosti se týká především nezaměstnanost frikční a krátkodobá strukturální nezaměstnanost.

Brožová (2006) charakterizuje **frikční nezaměstnanost** jako stav krátkodobý. Lidé patřící do této kategorie se stávají dočasně nezaměstnanými, protože opustili dosavadní pracovní pozici a potřebují určitý čas k nalezení nového pracovního místa. Dále též mohou hledat lépe placené místo, vyšší funkci či první „vysněné“ zaměstnání. Frikční nezaměstnanost se vyznačuje svou krátkodobostí, zpravidla trvá v průměru tři měsíce. Hlavními sociálními skupinami, jež postihuje frikční nezaměstnanost, jsou mladí lidé, kteří nyní vstupují poprvé na trh práce. Nelze opomenout motivační složku těchto lidí, kde lze řadit výši a dobu vyplácených podpor v nezaměstnanosti a dalších sociálních dávek. Logicky, čím vyšší bude výše podpory a délka jejího poskytování, tím budou lidé více ztrácet motivaci hledat si práci.

Frikční nezaměstnanost dle Mankiw (2009) navíc znamená, že různí pracovníci mají různé preference a schopnosti, i pracovní místa mají svá specifika, proto je důležité sladit konkrétního pracovníka s konkrétním místem, na to je však potřeba určitý čas. Navíc tok informací o uchazeči o zaměstnání a volných pracovních místech je nedokonalý, geografická mobilita pracovníků též není okamžitá.

Frikční nezaměstnanost je tedy spojena s hledáním pracovního místa. Náklady na tuto nezaměstnanost jsou velmi nízké, někdy i negativní, což znamená, že tento druh nezaměstnanosti je pro ekonomiku prospěšný. Nevyvolává v podstatě žádné psychologické tlaky, díky své krátkodobosti, a ve výsledku může vést k větší ekonomické produktivitě (Frank a Bernanke, 2003).

Dalším druhem nezaměstnanosti spojeným s přirozenou mírou nezaměstnanosti je nezaměstnanost strukturální – krátkodobá strukturální nezaměstnanost trvající do jednoho roku. **Strukturální nezaměstnanost** zapříčiňuje strukturální změny v ekonomice, které probíhají neustále. Některá odvětví expandují, jiná zase ochabují, mění se struktura poptávky po práci. Strukturální nezaměstnanost lze vysvětlit ze dvou hledisek. Prvním je kvalifikační hledisko, kdy pracovní pozice v jiných odvětvích vyžadují vyšší či jinou kvalifikaci, tudíž přicházející pracovníci se musí rekvalifikovat, což vyžaduje čas. Druhé je hledisko regionální, kdy pracovníci musí dojíždět do nových provozů, velmi důležitá je mobilita práce. Významnou roli ve spojení se strukturální nezaměstnaností hraje mzdová sazba, především její pružnost nebo vysoká zákonná ochrana pracovníků (Brožová, 2006).

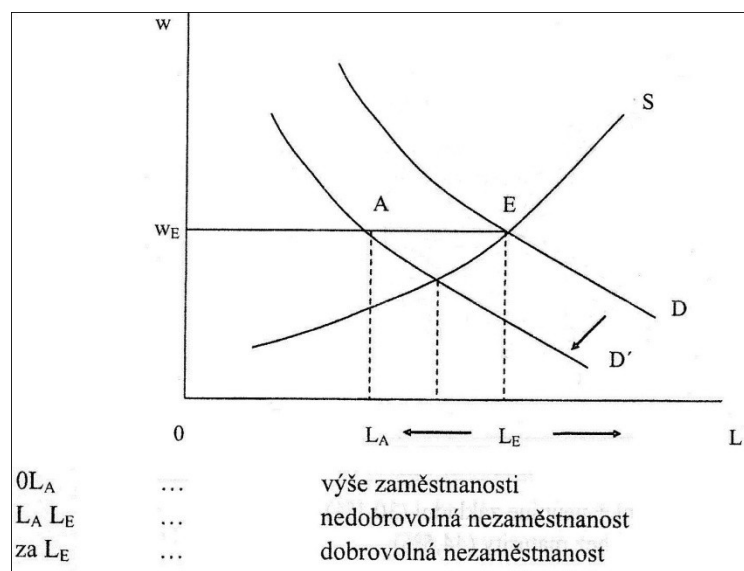
Podle Mankiw (2009) je strukturální nezaměstnanost zapříčiněna mzdovou rigiditou. Pracovníci jsou nezaměstnaní ne proto, že by aktivně nehledali práci, nýbrž proto, že existuje nesoulad mezi počtem lidí, kteří chtějí pracovat a mezi volnými pracovními místy. Navíc v situaci kdy reálná mzda překročí rovnovážnou úroveň, nabídka práce převyšuje poptávku po práci, lze předpokládat, že firmy sníží vyplácené mzdy. A nyní vzniká strukturální nezaměstnanost, kdy firma chce, ale nemůže propustit pracovníky, a to z těchto důvodů – zákon o minimální mzdě, vliv odborů či efektivnostní mzdy. Frank a Bernanke (2003) dále uvádějí, že náklady na strukturální nezaměstnanost jsou v poměru s frikční nezaměstnaností dosti vysoké¹. Kvalifikace těchto lidí se časem vytrácí, a na řadu přicházejí i psychologické problémy nesoucí se s tímto typem nezaměstnanosti.

¹ Autoři zde chápou strukturální nezaměstnanost jako dlouhodobý a chronický problém.

Mezi indikátory strukturální nezaměstnanosti lze řadit vysoký počet neobsazených volných pracovních míst, vysoký počet nezaměstnaných, růst průměrné délky trvání nezaměstnanosti, růst doby neobsazenosti pracovních míst. Příčinami této nezaměstnanosti je například imobilita pracovní síly, technologický pokrok, růst nabídky, peněz či mzdová struktura (Hančlová et al., 2002).

Oba druhy nezaměstnanosti, jak frikční, tak krátkodobou strukturální nezaměstnanost lze vnímat v souvislosti s **dobrovolnou nezaměstnaností**. Dobrovolně nezaměstnaný je ten, jenž je ochoten přijmout práci pouze za mzdu vyšší než aktuálně převládá na trhu práce, tudíž si žádnou práci najít nemůže. Zde přichází na řadu několik možných variant, buď si zkusí najít práci na profesně odlišném trhu, nebo dá přednost volnému času nebo, což je nejčastěji využívána varianta, dá přednost pobírání sociálních dávek. Tyto osoby čekají na chvíli, až jim úřad práce najde práci za jimi požadovanou mzdovou sazbu, zatímco si stále užívají sociálních dávek a volného času. Na rozdíl od těchto osob existují též **nedobrovolně nezaměstnaní**. Nedobrovolně nezaměstnaní si naopak práce ustavičně hledají, pracovat chtějí, jsou ochotni přijmout i aktuální mzdovou sazbu, jež převládá na trhu práce, ale zatím žádnou práci nenašli. Brání jim v tom například jejich kvalifikace, přeneseně i odbory a stát² (Brožová, 2006).

Obrázek 2.1 Dobrovolná a nedobrovolná nezaměstnanost



Zdroj: BROŽOVÁ, 2006. *Kapitoly z ekonomie trhů práce*, str. 110

² Stát formou zákonné minimální mzdy.

Třetím typem nezaměstnanosti je **cyklická nezaměstnanost**, která se již nespojuje s přirozenou mírou nezaměstnanosti, nýbrž s hospodářskými cykly. Dojde-li k hospodářské recesi, celá ekonomika se „ochlazuje“, klesá celkový produkt, firmy propouštějí zaměstnance, propouštění se týká většinou všech odvětví. Cyklická nezaměstnanost trvá zpravidla jeden až dva roky (Brožová, 2006). „Vzestup cyklické nezaměstnanosti, i když trvá relativně krátkou dobu, je provázen významným poklesem reálného HDP, a je proto ekonomicky nákladný“ (Frank a Bernanke, 2003, str. 538).

2.2 Dlouhodobá nezaměstnanost

Zdali je nezaměstnanost škodlivá či nikoliv, to záleží především na délce jejího trvání. Dlouhodobě nezaměstnaný je ten, jenž nepracuje déle než jeden rok, čili 12 měsíců. Za tuto dlouhou dobu se samozřejmě vytrácí kvalifikace i chuť najít si práci, tyto osoby se stávají jednak odrazenými pracovníky jednak osobami nezaměstnatelnými (Brožová, 2006). Lhůta delší než 12 měsíců je obecně přijímaná definice dlouhodobé nezaměstnanosti, avšak v USA je za dlouhodobě nezaměstnaného považovaný ten, jenž nepracuje 6 měsíců a déle (Junankar, 2011). Běžně je též využívána průměrná minimální délka trvání, a to 9 měsíců. Jedním z důvodů je, že při prvních 9 měsících nezaměstnanosti je úsilí hledání práce na vysoké úrovni, poté už neustále klesá a stabilizuje se na mnohem nižší úrovni po 18 měsících nezaměstnanosti. Dalším důvodem je, že 9 měsíční práh je určitý bod, po kterém již pravděpodobnost opuštění nezaměstnanosti klesá díky zdráhání zaměstnavatelů ohledně přijetí takto dlouho nezaměstnané osoby (Wong, Henson a Roy, 2005; australská rada služby sociální, 2005 In: Garrouste, Kozovska, Arjona Perez, 2010).

Pro měření dlouhodobé nezaměstnanosti lze využít tří ukazatelů. Prvním z nich je míra dlouhodobé nezaměstnanosti – což je poměr počtu dlouhodobě nezaměstnaných na velikosti pracovní síly. Druhým ukazatelem je incidence neboli výskyt dlouhodobé nezaměstnanosti – což je poměr počtu dlouhodobě nezaměstnaných k celkovému počtu nezaměstnaných (Jurajda a Münich, 2003). Posledním ukazatelem, s malou vypovídací schopností, je absolutní počet dlouhodobě nezaměstnaných. Například v recesi roste počet dlouhodobě nezaměstnaných, avšak výskyt dlouhodobé nezaměstnanosti klesá. Nějakou dobu po recesi výskyt dlouhodobé nezaměstnanosti roste. Bylo prokázáno, že ukazatel výskytu dlouhodobé nezaměstnanosti a ukazatel míry dlouhodobé nezaměstnanosti spolu korelují, tudíž se vyvíjí v podobném trendu, kromě případů, kdy dochází k velké změně pracovní síly (Junankar, 2011).

Dlouhodobá nezaměstnanost je škodlivá nejen pro nezaměstnané, ale též pro celou společnost, bez ohledu na psychologické problémy, vysoká míra dlouhodobé nezaměstnanosti ukazuje, že trh práce je neefektivní. Ve spojení s vysokými sociálními podporami dochází k obrovské zátěži na veřejné rozpočty (OECD₁, 2012). Veřejné rozpočty trpí z důvodů ztráty daňových příjmů, zvýšení výdajů na pojištění pro případ nezaměstnanosti, sociální a zdravotní péči (Jurajda a Mních, 2003).

Zpravidla platí, že čím déle je člověk nezaměstnaný, tím větší to s sebou nese náklady psychologické a ekonomické. Krátkodobě nezaměstnaní většinou nepocítují žádné snížení životního standardu, protože svůj standard mohou dorovnat čerpáním úspor či podporami v nezaměstnanosti (Frank a Bernanke, 2003).

Dlouhodobě nezaměstnaní nejsou jen vyplývanými zdroji, ale znamenají též plýtvání zdrojů. Tyto osoby nejen ztrácí své dovednosti, motivaci, ale mohou též onemocnět, lidský kapitál se znehodnocuje. Tito lidé žijí často v chudobě, ztrácejí svou sebeúctu a důstojnost, a přijímají situaci na trhu práce s odporem (Junankar, 2011).

Nyní bylo poukázáno na to, jak je dlouhodobá nezaměstnanost chápána ze strany nezaměstnaného. Avšak je nutné přihlídnout i k názoru firem, jakožto budoucích zaměstnavatelů. Firmy vnímají dlouhodobě nezaměstnané jako lidi, kterým se vytrácí kvalifikace, chuť a motivace k práci, či smysl pro povinnost apod., tudíž raději přijmout nově nezaměstnaného, který netrpí těmi „deformacemi“³. Zpravidla platí, že čím déle je člověk nezaměstnaný, tím složitější je jeho návrat do práce⁴. Lidé, kteří jsou nedobrovolně nezaměstnaní dlouhou dobu, přejdou do kategorie dobrovolně nezaměstnaných, již ztratili jakékoliv naděje, že si práci najdou. Tímto přesunem zvyšují přirozenou míru nezaměstnanosti, s čímž je spojen efekt hystereze (efekt hystereze zvyšuje přirozenou míru nezaměstnanosti) (Brožová, 2006).

Již v minulosti bylo naznačováno, že jakmile se míra nezaměstnanosti zvyšuje a toto zvyšování trvá velmi dlouho, uplyne velmi dlouhá doba, než se míra nezaměstnanosti vrátí na svou úroveň před recesí, častokrát jsou v tomto období

³ Pro lepší pochopení lze vysvětlit na příkladu květinářství: zákazníci kupují nejčerstvější květy, povadlé květy zůstávají stále v obchodě. Když dorazí do obchodu nové květy, ty povadlé vypadají ještě hůře. Zaměstnavatelé najímají především nově nezaměstnané, ti dlouhodobě nezaměstnaní se posunují na konec fronty (mají nižší a nižší šanci práci najít) viz Junankar (2011).

⁴ Například Aaronson, D, B. Mazumder, and S. Schechter (2010) uvádějí, že u 0-4 týdenní nezaměstnanosti je pravděpodobnost nalezení práce 34 %, kdežto ve 25-29 týdnu je to pouze 19% pravděpodobnost (platí pro USA).

ekonomiky postiženy další recesí. Roste-li nezaměstnanost, bude růst i dlouhodobá nezaměstnanost, avšak se zpožděním (Junankar, 2011).

Zda osoba opustí stav nezaměstnanosti nebo dlouhodobé nezaměstnanosti to záleží na mnoha faktorech, o čemž svědčí následující výčet.

- Volná pracovní místa pro jednotlivé typy pracovníků v závislosti na konkrétních úrovních vzdělání, dovednostech, zkušenostech či zeměpisné poloze.
- Vyhledávací strategie (proces) je velmi důležitá k tomu, aby se nezaměstnaní o volných pracovních místech dozvěděli. Čili je na místě, aby nezaměstnaní intenzivně práci hledali.
- Nyní přichází na řadu vlastnosti žadatele ve vztahu k tomu, jaké charakteristicky žadatele hledá zaměstnavatel. Jako signál kvality pracovníka využívá zaměstnavatel délku nezaměstnanosti žadatele⁵.
- Jestli žadatel práci přijme, závisí nejen na nabídnuté mzdě, ale též na jiných pracovních podmínkách. Rezervační mzda⁶ by měla být ovlivněna štedrostí sociálních dávek v nezaměstnanosti. Dále jsou významné i úspory či dluhy, jež nezaměstnaný má.
- I když odmítání práce kvůli štědrému sociálnímu systému zvyšuje nezaměstnanost (i dlouhodobou), ze společenského hlediska je přijetí méně kvalifikované práce neefektivní.
- Dávky v nezaměstnanosti působí jako automatický stabilizátor, tím zvyšují agregátní poptávku i pravděpodobnost pracovních nabídek (Junankar, 2011).

Je však nutné dodat, že mezi dlouhodobě nezaměstnanými existují dvě relativně odlišné skupiny, třebaže jedno mají společné, a to vztah k hledání zaměstnání. První skupinu tvoří lidé, kteří si práci stále aktivně hledají, vnímají svou pozici na trhu práce jako velmi nepříznivou. Snaží se ze všech sil a jsou ochotni hodně obětovat. Druhou skupinu naopak zastupují lidé, jež vnímají svůj stav dlouhodobé nezaměstnanosti jako stav zcela normální a ani ne tak nepříjemný (Kuchař, 2003).

⁵ Čím déle je žadatel nezaměstnaný, tím hůře se mu práce hledá, stává se více nezaměstnatelným.

⁶ Rezervační mzda je minimální úroveň odměny za práci, za kterou je ochoten člověk nastoupit do zaměstnání.

Otázkou je, koho vlastně dlouhodobá nezaměstnanost nejvíce postihuje. Jsou to především tyto skupiny osob: nepružná, dlouhodobě zaměstnaná pracovní síla⁷; nekvalifikovaní a osoby s nízkým vzděláním; osoby s nahromaděnými osobními a sociálními handicapy; etnické menšiny a imigranti, zdravotně postižení, problémoví mladiství jedinci (Mareš, 1998).

Možné způsoby jak snížit míru (dlouhodobé) nezaměstnanosti

Dlouhodobou nezaměstnanost je nutné nějak řešit, a to důvodů výše popsaných – sociálních i ekonomických. Nástrojů sloužících ke snižování dlouhodobé nezaměstnanosti je několik, většinu z nich popisuje Mareš (1998) nebo Junankar (2011).

- Nepřímé vytváření volných pracovních míst prostřednictvím měnové/fiskální politiky s cílem zvýšit agregátní poptávku. Přímé vytváření volných pracovních míst vládou například ve školství či zdravotnictví. Podpora firem, jež vytvářejí nová pracovní místa pro dlouhodobě nezaměstnané.
- Dalším významným krokem je aplikace aktivní politiky zaměstnanosti, ať už ve formě školení, dotací, poradenství či přímých programů na vytváření pracovních míst.
- Reforma trhu práce – změna předpisů ochrany zaměstnanců, snížení nemzdových nákladů práce apod.
- Snížení dávek v nezaměstnanosti, snížení délky poskytování těchto dávek.
- Sporná otázka – omezení imigrace.
- Možnost předčasných důchodů. Vytváření pracovních míst s menším počtem pracovních hodin, zkrácené pracovní úvazky.
- Zlepšit vzdělávání, školení, získávání dovedností, zvyšování kvalifikace, výcvik k doplnění kvalifikace či částečný výcvik k používání špičkové technologie, zvyšování kvality výuky.
- Rady a finanční příspěvky pro ty, kdo se rozhodnout podnikat.
- Poskytování informací dlouhodobě nezaměstnaným o situaci na trhu práce. Pomáhat s volbou práce a následně i pracovní kariérou.

⁷ Obecně platí, že osoby, které měly před ztrátou zaměstnání stabilní pracovní místo, hůře hledají nové pracovní místo.

Jak bylo řečeno výše, ke snížení nezaměstnanosti je vhodné využívat nástroje aktivní politiky zaměstnanosti. Jedním z těchto nástrojů jsou dotace zaměstnavatelům. Ne vždy musí dotace působit na snižování nezaměstnanosti a zvyšování zaměstnanosti, záleží především na několika faktorech, kterými jsou – elasticita poptávky; velikost ztráty mrtvé váhy; do jaké míry si cílová skupina pomohla na úkor nezaměstnaných; pracovní posun (dotovaní zaměstnavatelé expandují na úkor nedotovaných zaměstnavatelů); rozsah, v jakém tyto programy zvyšují účast na trhu práce; postoj zaměstnavatelů ke kvalitám cílových skupin (Junankar, 2011).

2.3 Vztah dlouhodobé nezaměstnanosti a vybraných faktorů

V této podkapitole budou blíže popsány vztahy mezi dlouhodobou nezaměstnaností a vybranými faktory, jimiž jsou vzdělání, inflace, ochrana zaměstnanosti, daně, HDP, odborová organizovanost, dávky v nezaměstnanosti, technologický pokrok a v neposlední řadě i výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti.

Dlouhodobá nezaměstnanost a úroveň vzdělání

Zda úroveň vzdělání ovlivňuje nezaměstnanost, řešilo mnoho studií. Například Wolbers (2000) udává, že nezaměstnanost u osob s nízkým vzděláním je mnohem vyšší než u osob s vyšším vzděláním. Tento stav může být způsoben vytlačením z trhu práce, kdy vysoce vzdělaní přebírají práci, kterou by mohli dělat méně vzdělaní, jež jsou tímto odsunováni z trhu práce. U absolventů vysokých škol je vyšší pravděpodobnost, že se stanou nezaměstnanými, než u osob s vyšším odborným vzděláním. Wolbers shrnuje, že pravděpodobnost (dlouhodobé) nezaměstnanosti je nerovnoměrně rozložena mezi různé skupiny ve společnosti s výraznými rozdíly v úrovni vzdělání. Avšak důležitým zjištěním je fakt, že nezáleží pouze na úrovni dosaženého vzdělání, nýbrž na typu vzdělání (v neprospěch obecného vzdělání). Přesto však Ho a Tan (2008, In: Garrouste, Kozovska, Arjona Perez, 2010) naznačují, že existuje určitá hranice, za kterou již několik let školní docházka navíc ztrácí vliv na pravděpodobnost nezaměstnanosti.

Důležitým faktorem při analýze pravděpodobnosti pádu do (dlouhodobé) nezaměstnanosti je typ pracovní smlouvy (Garrouste, Kozovska, Arjona Perez, 2010).

Vztahem dlouhodobé nezaměstnanosti a úrovně dosaženého vzdělání se zabývaly například Garrouste, Kozovska, Arjona Perez (2010). Na základě příslušné literatury a konkrétních pozorování se snažily dokázat hypotézu, že nízká úroveň dosaženého

vzdělání má významný negativní dopad na dlouhodobou nezaměstnanost. Zjistily, že čím vyšší úroveň dosaženého vzdělání, tím nižší je pravděpodobnost pádu do dlouhodobé nezaměstnanosti. Navíc analýza různých věkových skupin naznačuje, že i když úroveň dosaženého vzdělání hraje významnou roli v pracovním životě, od věku 40 let klesají výnosy ze vzdělání (dochází k zastarávání lidského kapitálu).

Dlouhodobá nezaměstnanost a inflace

Dlouhodobě nezaměstnaní, považováni za outsiders, mají velmi malý vliv na tvorbu mezd a cen, oproti osobám krátkodobě nezaměstnaným, insidersům (zaměstnaní či nově nezaměstnaní). Bylo zjištěno, že délka trvání nezaměstnanosti závisí na inflační dynamice, a že dlouhodobě nezaměstnaní mají menší vliv na inflaci. Napříč zeměmi jsou dopady dlouhodobé nezaměstnanosti odlišné, zejména v některých západoevropských zemích mají dlouhodobě nezaměstnaní zanedbatelný vliv na změny cen. Odlišné dopady jsou dány institucemi trhu práce, například se jedná o ochranu zaměstnanců či úroveň působení odborů (Llaudes, 2005).

Dlouhodobá nezaměstnanost a ochrana zaměstnanosti

Ochrana zaměstnanosti funguje jako regresivní přerozdělovací mechanismu na trhu práce. Země jako jsou například Itálie, Německo nebo Francie, mají vyšší ochranu zaměstnanosti a zároveň zde rychle roste dlouhodobá nezaměstnanost (i její výskyt je vyšší než v jiných zemích), naopak ve Velké Británii nebo USA je ochrana zaměstnanosti nízká. Absolutní výjimkou jsou skandinávské země (Chilosi, 2010).

Jak prokázal Scarpetta (1996), ochrana zaměstnanosti má významný vliv na strukturu zaměstnanosti a nezaměstnanosti a vytváří tlak na nezaměstnanost mládeže a dlouhodobou nezaměstnanost. Tvrdí, že účinky ochrany zaměstnanosti jsou výraznější a větší na dlouhodobou nezaměstnanost a nezaměstnanost mládeže než na celkovou nezaměstnanost.

Výsledky Guichard a Rusticelli (2010) naznačují, že existuje pozitivní vztah mezi dlouhodobou nezaměstnaností a ochranou zaměstnanosti.

Sarkar (2011) na základě svého výzkumu prokázal, že přísnost ochrany zaměstnanosti nemá žádný vliv na dlouhodobou nezaměstnanost.

Dlouhodobá nezaměstnanost a daně

Scarpetta (1996) zjistil, že výrazný vliv na dlouhodobou nezaměstnanost mají především vysoké nemzdové náklady práce. Vzhledem k tomu, že dlouhodobě nezaměstnaní mají obvykle nízké platy, zdá se to být v souladu s tím, že vysoké daňové zatížení může ovlivnit jejich pracovní vyhlídky.

Mezi zdaněním a dlouhodobou nezaměstnaností existuje vzájemně se posilující vztah, rostoucí celková míra zdanění vede k vyšší dlouhodobé nezaměstnanosti (i k vyšším vládním výdajům) což povede k vyšší daňové sazbě (Heitger, 2000).

Vyšší daňové zatížení prostřednictvím zvýšení nákladů na pracovní sílu může snižovat zaměstnanost a naopak zvyšovat nezaměstnanost, avšak nelze jednoznačně odlišovat délku nezaměstnanosti (Nickell and Layard 1997, Bassanini and Duval 2006 In: Guichard and Rusticelli, 2010).

Dlouhodobá nezaměstnanost a HDP

Mezi dlouhodobou nezaměstnaností a HDP byl prokázán dlouhodobý negativní vztah. Vyšší nezaměstnanost a nižší mzdový příjem snižují agregátní poptávku i celkovou produkci; existuje zde reverzní vztah, kdy nižší celková produkce vede k větší dlouhodobé nezaměstnanosti (Sakar, 2011).

Dlouhodobá nezaměstnanost a míra odborové organizovanosti

Vysoká míra odborové organizovanosti, pokud ji doprovází nízká koordinace, může zvýšit průměrnou délku dlouhodobé nezaměstnanosti (Scarpetta, 1996).

Dlouhodobá nezaměstnanost a dávky v nezaměstnanosti

Důležitým rysem systému dávek je doba trvání nároku. Dlouhodobé dávky v nezaměstnanosti, jak tvrdí Nickell (1997), vytvářejí dlouhodobou nezaměstnanost.

Vyšší podpora v nezaměstnanosti může zvyšovat dlouhodobou nezaměstnanost tím, že snižuje intenzitu hledání pracovního místa a ochotu přijmout nabídky k práci. Dále jsou tu ještě dlouhodobé dávky v nezaměstnanosti, jež přímo vystihují štědrost dávek v nezaměstnanosti dlouhodobě nezaměstnaných (Nickell and Layard 1997, Bassanini and Duval 2006 In: Guichard and Rusticelli, 2010).

Guichard a Rusticelli (2010) zjistily existující negativní vztah mezi dlouhodobou nezaměstnaností a dlouhodobými dávkami v nezaměstnanosti.

Dlouhodobá nezaměstnanost a technologický pokrok

V industrializovaných zemích dochází k obrovskému nárůstu úrovně a míry dlouhodobé nezaměstnanosti, zároveň však tyto země vykazují pozitivní ekonomický růst. Díky efektu kapitalizace a efektu kvalifikačního nesouladu (nesoulad mezi lidským kapitálem a potřebnými znalostmi na určité volné pracovní místo) má rostoucí technologický pokrok nepříznivé důsledky na dlouhodobou nezaměstnanost v inovujících ekonomikách, jež jsou charakteristické vysokou úrovní kapitálové intenzity⁸. Co se týče zemí, které se snaží vyspělé ekonomiky napodobovat, a jež mají nízkou úroveň kapitálové intenzity, technologický pokrok může působit pozitivně i negativně na dlouhodobou nezaměstnanost, záleží především na tom, zda převáží efekt kreativní destrukce⁹ nebo efekt kapitalizace¹⁰ (Birk, 2001).

Dlouhodobá nezaměstnanost a výdaje na APZ¹¹

Výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti mají tendenci snižovat podíl dlouhodobě nezaměstnaných, avšak dopad těchto výdajů nelze jednoznačně posoudit, protože záleží především na typu programu aktivní politiky zaměstnanosti (Nickell and Layard 1997, Bassanini and Duval 2006 In: Guichard and Rusticelli, 2010).

⁸ Kapitálová intenzita = objem kapitálu připadající na jednotku práce (na jednoho pracovníka, hodinu práce, atp.)

⁹ Kreativní destrukci definoval Josef Alois Schumpeter a spočívá v tom, že aby něco nového vzniklo, něco musí zaniknout.

¹⁰ Kapitalizaci lze definovat jako formu akumulace kapitálu či vytváření fixního kapitálu.

¹¹ Aktivní politika zaměstnanosti

3 METODOLOGICKÉ PŘÍSTUPY KE ZKOUMÁNÍ DLOUHODOBÉ NEZAMĚSTNANOSTI

Dlouhodobá nezaměstnanost je velice citlivý makroekonomický problém, který je nutné prozkoumat velmi obezřetně. Aby bylo možné zjistit například příčiny či následky nezaměstnanosti, je důležité použít správný metodologický postup. Co se týče složitějších nejen makroekonomických otázek, patří mezi hojně využívané metody modelování s využitím panelových dat, jedná se o *modely panelových dat*, které budou představeny v rámci celé této kapitoly.

3.1 Datová základna

Než bude vysvětlena logika panelových dat, je třeba si nejprve představit časové řady a průřezová data, jakožto součásti panelových dat (Koop, 2008).

Časové řady – Hodnotu veličin (proměnných), například hrubý domácí produkt, úrokovou míru či míru inflace, získáváme obvykle v různých časových okamžicích. Tyto získaná data jsou časově uspořádána, podle toho jak byla data získávána; to vše označuje časové řady. Existuje spousta variací časových řad, ať už s hodnotami ročními, čtvrtletními, měsíčními či denními. Časová řada je vždy dostupná pro období od $t=1$ do $t=T$, kde T značí celkovou dobu pozorování v dané časové řadě (bude-li časová řada zaznamenávána za období 10 let, pak $T=10$).

Průřezová data – Průřezová data se nezajímají o časové hledisko, vztahují se spíše ke specifickým jednotkám, kterými jsou například stát, firma či lidé. Jako příklad se uvádí výnosnost akcií různých firem. Data jsou získávána v jednom časovém okamžiku skrze několik jednotek (firem), jedná se tedy o průřezová data. U tohoto typu dat nezáleží na tom, která data byla získána dříve či později, není důležité pořadí získaných pozorování jako u časových řad. Množina průřezových dat je v rozsahu $i=1,2,...,N$ (čili je-li počet pozorování například zkoumaných firem 100, potom $N=100$). Je důležité zmínit další typ dat, a to data kvantitativní (př. cena akcií 1000 Kč) a data kvalitativní (odpovědi typu „ano“ „ne“). V případě těchto kvalitativních dat lze přiřadit odpovědi „ano“ hodnotu 1, odpovědi „ne“ přiřadit hodnotu 0. Pokud tedy proměnná vyjadřuje hodnot 0 nebo 1, říká se jim umělé (dummy) proměnné neboli proměnné binární. Umělé proměnné dokážou převést kvalitativní data na data kvantitativní.

Panelová data – Panelová data představují kombinaci časových řad s daty průřezovými. Spousta datových modelů využívá spíše panelová data, která se mohou zabývat hlouběji danou problematikou. Jako příklad lze uvést zkoumání HDP (proměnná Y) u 50 zemí v průběhu 20 let, kdy $N=50$ a $T=20$, celkový počet pozorování proměnné Y bude $T \times N$, což je 1000). Jak uvádí Verbeek (2008), množina panelových dat obsahuje opakovaná pozorování skrze stejné jednotky (domácnosti, firmy, jednotlivce), sbíraná za několik období. Přestože jsou panelová data sbírána především na mikroekonomické úrovni, začaly se více využívat a shromažďovat individuální časové řady jednotlivých zemí či odvětví, jež jsou následně analyzovány současně.

Výhody modelů panelových dat

- *Individuální heterogenita jednotek* – Panelová data naznačují, že stát, firmy, či jednotlivci jsou různorodí, heterogenní. Časové řady ani průřezová data nedokážou tuto heterogenitu zcela vysvětlit. V každém průřezu existuje mnoho nezměřených vysvětlujících proměnných, které ovlivňují chování daných jednotek, jež jsou analyzovány. Vynecháním těchto proměnných dochází ke zkreslení odhadu. Totéž platí pro vynechání proměnných časových řad, které ovlivňují chování mikro jednotek rovnoměrně, ale jinak v každém časovém období. Panelová data umožňují tyto problémy vyřešit.
- Panelová data poskytují více *informativních údajů, větší variabilitu, menší kolinearitu mezi proměnnými, více stupňů volnosti a větší účinnost odhadů.*
- Panelová data jsou schopna lépe zkoumat *dynamiku přizpůsobení*. Průřezová rozdělení vypadají relativně stabilně, ale skrývají mnoho změn. Panelová data jsou vhodná například ke studování nezaměstnanosti či chudoby; reflektují změny jak pro jednotlivce, tak pro domácnosti. Průřezová data neříkají nic o dynamice, a časové řady by musely být velice zdlouhavé, aby dobře odhadly dynamiku.
- Panelová data dokážou lépe *identifikovat a měřit účinky, které jsou nezjistitelné prostřednictvím průřezových dat nebo časových řad.*
- Modely panelových dat dovolují *zkonstruovat a otestovat mnohem složitější vztahy než modely s průřezovými daty či časovými řadami.*
- Mikro panelové údaje shromážděné o jednotlivcích, firmách, domácnostech mohou být přesněji měřeny než podobné veličiny na makro úrovni. *Předpokladost*

vyplývající z agregování přes firmy či domácnosti může být snížena nebo eliminována.

Nevýhody modelů panelových dat

- *Design a problémy sběru dat.*
- *Zkreslení z důvodů chyb v měření.* Chyby v měření mohou vzniknout například špatnými odpovědi na nejasné otázky, úmyslným zkreslením odpovědi apod.
- *Problémy selektivity.* Jedním z problémů může být vlastní výběr dat, kdy může dojít ke zkreslení výsledků modelu.
- *Krátké časové řady.* Typické mikro panely využívají roční údaje, jež se týkají krátkého časového okamžiku pro každého jednotlivce. Zvětšení panelu avšak není nenákladné.
- *Závislost průřezových jednotek* může vést ke zkreslení výsledků (Baltagi, 2005 a Kennedy, 2003).

Verbeek (2008) uvádí, že nevýhody panelových modelů jsou spíše praktické povahy: jelikož opakovaně pozorujeme stejné jednotky, není již vhodné předpokládat, že různé pozorování jsou nezávislé; navíc panelová data trpí na chybějící pozorování.

3.2 Modelování panelových dat

Jak už bylo řečeno, u modelů panelových dat se jedná jak o hledisko časové, tak o hledisko průřezové (prostorové). V těchto modelech je analyzován vztah mezi závisle (vysvětlovanou) proměnnou a nezávisle (vysvětlujícími) proměnnými. Pro modelování panelových dat lze využít buď základní model (méně vhodný), nebo model individuálních efektů. Mezi dva hlavní modely modelu individuálních efektů patří **model náhodných efektů** a **model pevných efektů**. Model pevných efektů značí regresní model s mnoha umělými (dummy) proměnnými. Model náhodných efektů lze vysvětlit jako regresní model, kde je třeba využít metody zobecněných nejmenších čtverců (Generalized Least Squares – GLS) (Koop, 2008).

3.2.1 Základní model

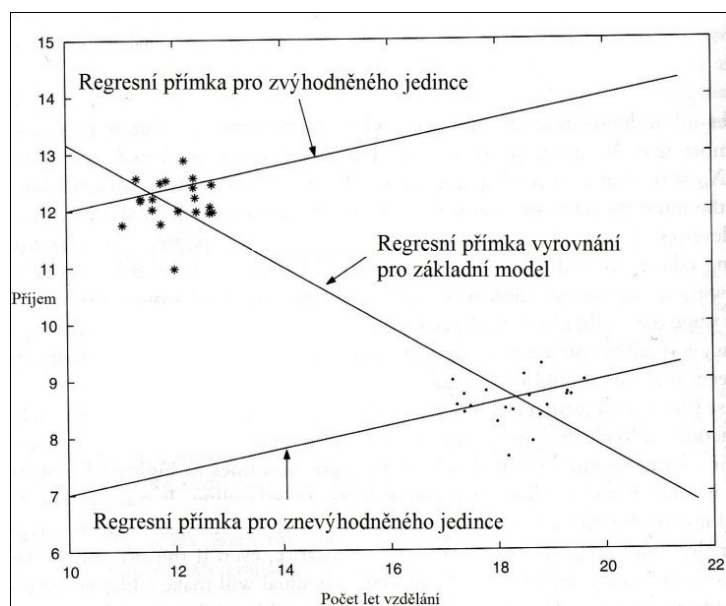
Základní model zachází se všemi pozorováními jako by pocházely se stejného regresního modelu. Základní model lze zapsat následovně:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_{it}. \quad (3.1)$$

Kde Y_{it} je vysvětlovaná proměnná, X_{it} je K – rozměrný vektor vysvětlujících proměnných, α, β jsou regresní parametry. V případě, že je dodržen předpoklad, že u_{it} splňuje klasické předpoklady, veškeré výsledky odvozené v rámci lineární regrese jedné vysvětlující proměnné i lineární regrese více vysvětlujících proměnných (za předpokladu dodržení klasických předpokladů) budou platit. Například OLS (metoda nejmenších čtverců) bude nejlepší lineární nestranný estimátor. Avšak pokud u_{it} splňuje klasické předpoklady kromě předpokladu homoskedasticity, poté je vhodné využít metodu GLS (metoda zobecněných nejmenších čtverců) (Koop, 2008).

Na obrázku níže si lze představit rozdíl mezi základním modelem a modelem s individuálními efekty, který zavádí odlišné úrovně konstanty. Jsou zde znázorněny dvě regresní přímky, jež mají jinou úrovně konstantu (model individuálních efektů), a základní model znázorněný pouze jednou regresní přímkou (bez úrovně konstanty). Lze vidět, že za použití základního modelu regresní přímka vykazuje i odlišný (a tedy nesprávný) sklon. Pro tento případ by tedy základní model byl zavádějící a poskytoval by nesprávné odhady (Koop, 2008).

Obrázek 3.1 – Regresní přímky pro dva jednotlivce a základní model



Zdroj: Koop, 2008, str. 258, vlastní úprava

3.2.2 Model s fixními efekty

Model fixních efektů je v podstatě lineární regresní model, ve kterém se úrovně konstanta liší napříč jednotkami (α_i), kde je předpokládáno, že všechny x_{it} jsou nezávislé na všech u_{it} (Verbeek, 2008).

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it}. \quad (3.2)$$

Fixní efekt obvykle neznamena, že individuální efekt je považován za nenáhodný, ale spíše to znamená, že je umožněna korelace mezi individuálním efektem a vysvětlující proměnnou, což je stěžejní myšlenkou fixních efektů (Wooldridge, 2002).

Panelový model fixních neboli pevných efektů využívá ve svém modelování umělých (dummy) proměnných; umělé proměnné dosahují hodnot 0 nebo 1 a pomáhají převést kvalitativní data na data kvantitativní.

Je tedy nutné si v modelu vytvořit N odlišných dummy proměnných, značených například $D^{(j)}$, kde $j=1, \dots, N$. Konkrétní umělá proměnná pro j -tého jednotlivce je vždy 1, pro ostatní jednotlivce je rovna 0. Například umělá proměnná $D^{(3)}$ reflektuje hodnotu třetího jednotlivce. Pokud by $N=4$ a $T=2$ vypadal by sloupcový vektor $D^{(3)}$ následovně:

$$D^{(3)} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \quad (3.3)$$

kdy první dva řádky jsou pro prvního jednotlivce, další dva řádky jsou druhého jednotlivce a poslední dva řádky jsou pro čtvrtého jednotlivce, tudíž značení umělých proměnných bude 0, kdežto pro jednotlivce číslo 3 bude značení 1 (Koop, c2008).

Regrese v modelu fixních efektů může vypadat takto:

$$Y_{it} = \alpha_1 D_{it}^{(1)} + \alpha_2 D_{it}^{(2)} + \dots + \alpha_N D_{it}^{(N)} + \beta X_{it} + u_{it}, \quad (3.4)$$

kdy je zahrnuta spousta umělých proměnných ($D_{it}^{(N)}$), a jedna popřípadě více vysvětlujících proměnných. X_{it} je $1 \times K$ a může obsahovat pozorované proměnné, které se mění v čase t , ale ne v rámci průřezových jednotek i ; nebo pozorované proměnné měnící se v i , ale ne v čase t ; proměnné měnící se přes i a t . Kromě nepozorovaných efektů α_i

existuje spousta názvu pro tuto veličinu, například se jedná o nepozorovaný komponent, latentní proměnná nebo nepozorovaná heterogenita. Pokud se tedy index i týká jednotlivců, potom se úrovněvé konstantě říká individuální efekt nebo individuální heterogenita; analogicky to platí i pro firmy, státy či jiné průřezové jednotky. Náhodná složka u_{it} je též nazývána idiosynkratická chyba či idiosynkratická porucha, mění se jak v rámci i , tak v rámci t (Wooldridge, 2002). Jak uvádí Verbeek (2008), fixní efekty α_i zachycují všechny (ne)pozorované časově neměnné rozdíly napříč jednotlivci.

Specifikace pomocí fixních efektů vede často k regresi s velkým množstvím vysvětlujících proměnných. Například v modelu vícenásobné regrese s k regulárními vysvětlujícími proměnnými (nejsou zahrnuty umělé proměnné), bude nutné odhadnout $N + k$ parametrů. Čím více parametrů je potřeba odhadnout, tím těžší bude odhady získat (Koop, 2008). Parametry $\alpha_1, \dots, \alpha_N$ a β lze odhadnout pomocí **metody nejmenších čtverců** (OLS – ordinary least squares). Implikovaný odhad pro parametr β je odkazován jako **odhad nejmenších čtverců s dummy proměnnými** (LSDV – least squares dummy variable estimator), avšak existuje i metoda, která je více atraktivní a jednodušší, a to je právě metoda **transformace dat** (jedním ze způsobů transformace dat je diferenciací dat). OLS odhad pro parametr β získaný právě pomocí transformace dat (dochází k eliminaci individuálních efektů;) je nazýván **estimátor fixních efektů** nebo **within estimátor**, a je totožný s LSDV (Verbeek, 2008).

V podstatě existují dva druhy variability dat. Prvním z nich je změna (variabilita) od jednoho pozorování k druhému v rámci jednoho jedince. Druhý z nich je změna pozorování mezi jednotlivci. **Estimátor fixních efektů** užívá první typ změny, a zároveň ignoruje druhý typ. Díky tomu, že první typ změny je změna v rámci každé průřezové jednotky (časové odchylky v rámci průřezových jednotek), estimátor fixních efektů je proto někdy nazýván **within estimator** (Kennedy, 2003). **Estimátor fixních efektů** neboli **within estimátor** využívá rozdíly v rámci jednotek, je stanoven jako OLS estimátor v regresi odchylek od individuálních jednotek. Pokud je předpokládáno, že všechny x_{it} jsou nezávislé na všech u_{it} , estimátor fixních efektů může být konzistentní pro parametr β . Pokud je navíc splněna normalita u_{it} , potom $\hat{\beta}_{FE}$ má normální rozdělení. Pro konzistentnost parametru β pro $T \rightarrow \infty$ nebo $N \rightarrow \infty$ je požadováno $E\{(x_{it} - \bar{x}_i)u_{it}\} = 0$. Postačující pro tento předpoklad je, že x_{it} je nekorelováno s u_{it} , a že \bar{x}_i nekoreluje s náhodnou chybou. Z čehož vyplývá $E\{x_{it}, u_{is}\} = 0$ pro všechna s, t , kdy x_{it} je striktně exogenní. Striktně exogenní proměnná nesmí být závislá na současné, budoucí a minulé

hodnotě náhodné složky, avšak neexistují žádná omezení vztahu mezi α_i a x_{it} (Verbeek, 2008).

Jak tvrdí Wooldridge (2002) u modelů fixních efektů nelze do vysvětlující proměnné zahrnout časově konstantní proměnné. Díky tomu, že individuální efekty mohou korelovat s vysvětlujícími proměnnými, vyvstává z toho problém nemožnosti odlišení efektů časově konstantních pozorování od časově konstantních individuálních efektů. Takže faktory jako je rasa či pohlaví nemohou být zahrnuty do vysvětlujících proměnných. Samotný fakt, že nemohou být zahrnuty časově konstantní vysvětlující proměnné, znamená určité nevýhody.

U modelů fixních efektů (i u ostatních modelů individuálních efektů) je možno využít diferencí, díky nimž odpadnou individuální efekty. Při využití **prvních diferencí**, kdy $\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{i,t-1}$, by model vypadal takto:

$$\Delta Y_{it} = \beta \Delta X_{it} + \Delta u_{it}, \quad (3.5)$$

jedná se tedy o model s jedním parametrem (popř. i s několika k parametry), jež musí být odhadnut. Bohužel u používání diferencí dochází k tomu, že musíme vynechat první pozorování, z toho důvodu, že první diferenci prvního pozorování vypočteme jako rozdíl prvního a nultého pozorování, které však není známo, tudíž první pozorování musí být vyřazeno; ale i tak je to velmi oblíbená strategie pro odhady modelů fixních efektů. Bohužel u některých empirických případů přichází i další problém. V některých panelových modelech jsou důležité vysvětlující proměnné v čase neměnné (např. příslušnost k rase či pohlaví). Pokud by tyto v čase neměnné proměnné prošly výše zmíněnou diferencí, došlo by k jejich eliminaci; tudíž diferencování eliminuje individuální efekty, ale i proměnné v čase neměnné. Pokud se tedy v modelu nacházejí takovéto konstantní proměnné, není vhodné využívat odhad fixních efektů (Koop, 2008). **Estimátor prvních diferencí:** předmětem zájmu je tedy první difference OLS odhadu. Jedná se o alternativu k estimátoru fixních efektů. Pokud je u_{it} nezávislé a má rovnoměrné rozložení, tak estimátor první difference je méně účinný než within estimátor (Verbeek, 2008).

Jak tvrdí Wooldridge (2002) je tedy nasnadě zjistit, který z estimátoru je efektivnější, je to buď estimátor fixních efektů, nebo estimátor prvních diferencí. Pokud se testují data, jež mají pouze dvě časová období, výsledky obou estimátoru budou shodné; pokud je časových období více než dvě, potom to záleží na předpokladech náhodné složky.

Odhad fixních efektů bude účinnější v případě, že náhodné složky jsou sériově nekorelované (nelze to takto striktně potvrdit).

Model fixních efektů má dvě hlavní nevýhody. Za prvé, zahrnutím např. 1000 dummy proměnných ztrácíme 999 stupňů volnosti. Pokud by byl nalezen způsob jak se těmto ztrátám vyhnout, mohl by být odhad společného sklonu účinnější. Za druhé, transformací dat k získání lepšího odhadu se ztrácí časově konzistentní vysvětlující proměnné, jako je pohlaví, rasa, náboženství, což znemožňuje odhadnout koeficient sklonu pro tyto proměnné (Kennedy, 2003).

V podstatě se model fixních efektů soustřeďuje na rozdíly mezi jednotlivci. Předpoklady parametru β reflektují, že změna x má stejný (*ceteris paribus*) efekt, ať už se jedná o změnu z jednoho období na druhé či změnu od jednoho jedince k druhému (Verbeek, 2008).

Nejen u modelů fixních efektů existuje možnost zavést odlišné úroňové konstanty pro jednotlivá časová období. U modelu fixních efektů by to znamenalo přidání umělých proměnných, jež se liší napříč jednotlivými časovými obdobími. Jedním ze způsobů jak formulovat rozšířený model je rovnou přidat časový efekt:

$$y_{it} = x_{it}\beta + \alpha_i + \gamma_t + u_{it}. \quad (3.6)$$

Kdy do tohoto modelu je zařazeno $(T - 1)$ dummy proměnných (jeden z časových efektů musí být vynechán, aby nedošlo k perfektní kolinearitě) (Greene, 2003). Pokud jsou v modelu využity oba druhy úroňových konstant, říká se jim modely dvousměrných efektů (two-way effects models); pokud je používána pouze odlišná úroňová konstanta pro každého jednotlivce, jedná se o modely jednosměrných efektů (one-way effects models). Provádět odhad je jednodušší v modelu jednosměrných efektů, avšak transformace je více komplikovaná, napříč tomu, je tento model daleko častěji využívaným (Kennedy, 2003).

3.2.3 Model s náhodnými efekty

V ekonometrickém jazyce se náhodným efektem myslí nulová korelace mezi vysvětlujícími proměnnými a individuálním efektem (Wooldridge, 2002).

Model náhodných efektů oproti modelu fixních efektů nevyužívá umělé (dummy) proměnné, naopak předpokládá, že individuální efekty jsou náhodnými veličinami. Model

náhodných efektů je podobný modelu fixních efektů v tom, že stanovuje odlišnou úrovnovou konstantu pro každého jednotlivce, ale interpretuje tyto úrovnové konstanty novým způsobem. Tyto odlišné úrovnové konstanty jsou však součástí náhodné složky. Specifikace modelu tedy zahrnuje celkovou úrovnovou konstantu, množství vysvětlujících proměnným a jejich parametrů, a složený chybový člen (náhodná složka). Výše byla zmíněna odlišná úrovnová konstanta pro různé jednotlivce, avšak i zde lze zavést odlišné úrovnové konstanty pro jednotlivá časová období. U modelu náhodných efektů to znamená přidání časově-specifické náhodné složky (Kennedy, 2003).

Všeobecně lze v regresní analýze předpokládat, že všechny faktory, které ovlivňují vysvětlovanou proměnnou a nejsou zahrnuty jakožto vysvětlující proměnná, mohou být zahrnuty do náhodného chybového členu. To znamená, že α_i jsou náhodnými faktory, nezávislé a identicky rozložené napříč jednotkami.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta X_{it} + \alpha_i + u_{it}, \quad (3.7)$$

kde $\alpha_i + u_{it}$ je považováno za chybový člen mající dvě složky: individuální specifickou složku, která se v čase nemění; a zbytkovou složku, u které se předpokládá, že je v čase nekorelována. Všechny korelace náhodných členů napříč časem jsou zahrnovány do individuálních efektů α_i . Předpokladem je, že α_i a u_{it} jsou vzájemně nezávislé a nezávislé na x_{js} (pro všechny j a s). Z toho plyne, že OLS estimátor je nestranný a konzistentní. Avšak složený chybový člen $\alpha_i + u_{it}$ vykazuje určitou formu autokorelace (pokud tedy není $\sigma_\alpha^2 = 0$), a proto by odhady poskytnuté OLS estimátorem byly nesprávné. Z tohoto důvodu je používán účinnější GLS estimátor nebo EGLS estimátor. **Estimátor náhodných efektů (EGLS)** účinným způsobem kombinuje informace získané z *between* (mezi jednotkami) i *within* (v rámci jednotek) variability dat. Je konzistentní (nestranný) pro $T \rightarrow \infty$ nebo $N \rightarrow \infty$ za předpokladu splnění podmínek jak z estimátoru fixních efektů, tak z *between* estimátoru ($E\{\bar{x}_i \alpha_i\} = 0$ a $E\{\bar{x}_i \bar{u}_i\} = 0$; obvykle to znamená, že vysvětlující proměnné jsou striktně exogenní a nekorelované s individuálním efektem α_i).

Model náhodných efektů by měl být použit pouze v případě, že neexistuje korelace mezi náhodnou složkou a vysvětlujícími proměnnými (Kennedy, 2003).

Pokud určité testy ukazují, že je potřeba využít modelů individuálních efektů, lze si vybrat mezi modelem fixních nebo náhodných efektů. Bezespornou výhodou modelu náhodných efektů je malý počet odhadovaných parametrů. Naopak existuje i potenciální nevýhoda těchto modelů, a to v podobě vzájemné korelace náhodné složky u_{it}

a vysvětlujících proměnných (v tomto případě by bylo nutné využít metodu instrumentálních proměnných). Jak už bylo řečeno, slouží individuální efekt (α_i) k zajištění heterogenity jednotlivých vysvětlujících proměnných, a právě u modelů náhodných efektů vstupuje tento individuální efekt do náhodné složky. Pokud tedy bude hrozit situace, že by náhodná složka byla korelována s vysvětlujícími proměnnými, je lepší využít model fixních efektů nebo na model náhodných efektů použít metodu instrumentálních proměnných, která si s problémem korelace poradí. K rozhodnutí o tom, zda použít model fixních efektů nebo model náhodných efektů slouží Hausmanův test (Koop, 2008).

3.3 Hausmanův test

K rozhodnutí o tom, zdali použít model fixních efektů nebo model náhodných efektů, je vhodné provést Hausmanův test.

Odhad panelových dat začíná nejprve testováním nulové hypotézy, která říká, že úrovně konstanty jsou stejné. Pokud je nulová hypotéza přijata, značí to souhrnná data. Pokud je však nulová hypotéza zamítnuta, Hausmanův test se použije k otestování, zda je odhad náhodných efektů nezkreslený. Jestliže není tato nulová hypotéza zamítnuta, používá se odhad náhodných efektů; pokud je nulová hypotéza zamítnuta, využívá se model fixních efektů (Kennedy, 2003).

Před samotným použitím Hausmanova testu je na místě zmínit dvě důležité připomínky. Za prvé, striktní exogenita, předpoklad $E(u_{it}|x_i, \alpha_i) = 0, t = 1, \dots, T$, je udržován v rámci nulové i alternativní hypotézy. Korelace mezi x_{is} a u_{it} pro každé s a t zapříčiňuje, že estimátory fixních i náhodných efektů jsou nekonzistentní. Druhou námitkou je, že test je obvykle koncipován za předpokladu konstantního rozptylu, nulové kovariance a homoskedasticity individuálních efektů, a to vše v rámci nulové hypotézy (jedná se pouze o pomocný předpoklad). Toto značí, že estimátor náhodných efektů je účinnější než estimátor fixních efektů (Wooldridge, 2002).

Jak tvrdí Verbeek (2008) je potřeba testovat jestli je vysvětlující proměnná korelována s náhodnou složkou. Hausman navrhl test nulové hypotézy, která říká, že vysvětlující proměnná není korelována s náhodnou složkou. Hlavním principem Hausmanova testu je, že porovnává dva odhady: jeden je v souladu s nulovou i alternativní hypotézou, druhý přijímá pouze nulovou hypotézu (obvykle účinný). Odhad fixních efektů

$\hat{\beta}_{FE}$ je konzistentní pro β bez ohledu na to, zda jsou vysvětlující proměnná a náhodná složka nekorelované; zatímco odhad náhodných vlivů $\hat{\beta}_{RE}$ je konzistentní a účinný pouze v případě, že zmíněné složky jsou nekorelované. Ke zhodnocení rozdílu vektorů $\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}$ je nutné znát jejich kovarianční matici (což by vyžadovalo odhadnutí kovariance mezi $\hat{\beta}_{FE}$ a $\hat{\beta}_{RE}$). Tento odhad je účinný v rámci nulové hypotézy a tudíž:

$$V\{\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}\} = V\{\hat{\beta}_{FE}\} - V\{\hat{\beta}_{RE}\}. \quad (3.8)$$

Hausmanův test lze tedy vyjádřit následovně:

$$\xi_H = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' [\hat{V}\{\hat{\beta}_{FE}\} - \hat{V}\{\hat{\beta}_{RE}\}]^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}), \quad (3.9)$$

kde \hat{V} označuje odhady skutečných kovariančních matic. Dle nulové hypotézy, která říká, že $(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) = 0$, má ξ_H asymptotické chí-kvadrát rozdělení s K stupni volnosti, K je počet prvků v parametru β . $\hat{\beta}_{RE}$ značí vektor odhadů náhodných efektů, a to bez koeficientů časově konstantních proměnných nebo agregovaných časových proměnných, $\hat{\beta}_{FE}$ značí odhad fixních efektů. Hausmanův test tedy testuje, zda jsou odhady fixních efektů a náhodných efektů významně odlišné. Hlavním důvodem proč by měly být odhady fixních efektů a náhodných efektů odlišné je existence korelace mezi vysvětlující proměnnou a úrovnovou konstantou (α_i).

Pokud je však potřeba získat pouze jeden parametr, dá se využít t statistika, která ignoruje ostatní parametry. Například jestliže jeden prvek z x_{it} je variabilní a ostatní prvky z x_{it} jsou jen kontrolní nebo agregované časové dummy proměnné, lze se zaměřit pouze na koeficient variabilní veličiny. Necht' tedy $\hat{\beta}$ je prvkem β , který bude následně použit v testu. Hausmanův test může být použit k vypočítání t statistiky (jedná se o jinou verzi rovnice 3.9), $(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) / \{[se(\hat{\beta}_{FE})^2] - [se(\hat{\beta}_{RE})^2]\}^{1/2}$, standardní chyby jsou počítány na základě obvyklých předpokladů, t statistika má asymptotické standardní normální rozdělení (Wooldridge, 2002).

Pro testování více než jednoho parametru je jednodušší využít F statistiku – jednu z verzí Hausmanova testu. Proměnné x_{it} a y_{it} jsou tzv. kvazi – snížené (= používá se pro odhad náhodných efektů, jedná se o původní data, kdy v každém časovém období je od nich odečtena frakce-část-složka časového průměru, výpočty jsou prováděny pro každé průřezové pozorování). Necht' w_{it} označuje $I \times K$ podmnožinu časově proměnných prvků veličiny x_{it} (kromě dummy proměnných); jeden může zahrnovat všechny prvky x_{it} , které

se liší napříč i a t nebo pouze jednou z těchto možností. Dále lze zmínit, že \ddot{w}_{it} označuje časově – sníženou verzi w_{it} (časově – snížená = průměr za celé časové období je odečten od dat v každém časovém období, toto platí pro každou průřezovou jednotku). Rozšířený model vypadá následovně:

$$y_{it} = \beta x_{it} + \xi \ddot{w}_{it} + u_{it}, \quad t = 1, \dots, T; i = 1, \dots, N \quad (3.10)$$

kde ξ je vektor $1 \times K$. Nyní již může být použit Hausmanův test, kdy se testuje nulová hypotéza $H_0: \xi = 0$, s využitím standardní souhrnné OLS analýzy. Nejjednodušším přístupem je vypočítat F statistiku. Omezený (R) SSR lze získat ze souhrnné regrese, což lze následně použít k odhadu $\hat{\beta}_{RE}$. SSR znamená součet čtverců reziduí. Neomezený (UR) SSR pochází ze souhrnného odhadu. F statistika vypadá následovně:

$$F = \frac{(SSR_R - SSR_{UR})}{SSR_{UR}} \times \frac{(NT - K - M)}{M} \quad (3.11)$$

v rámci nulové hypotézy může být F chápáno jako $\mathcal{F}_{M, NT-K-M}$ (Wooldridge, 2002).

Stejně jako v jiném kontextu lze i zde provést statistické zamítnutí předpokladu $E(\alpha_i | x_i) = E(\alpha_i) = 0$ s tím, že rozdíly mezi odhady náhodných a fixních efektů jsou prakticky malé. V opačném případě mohou existovat zdánlivě velké rozdíly mezi odhady náhodných a fixních efektů, ale díky velké standardní chybě nedokáže Hausmanův test hypotézu zamítnout. Typickým řešením této situace je použití estimátoru náhodných efektů (za dodržení předpokladu náhodných efektů), což může vést k chybě (Wooldridge, 2002).

4 MODEL DLOUHODOBÉ NEZAMĚSTNANOSTI V ZEMÍCH V4

Tato kapitola je zaměřena na analýzu dlouhodobé nezaměstnanosti v zemích Visegrádské čtyřky (Česká republika, Maďarsko, Polsko, Slovensko). Použité modely budou analyzovat vztah mezi dlouhodobou nezaměstnaností a faktory, které by tuto nezaměstnanost měly ovlivňovat, a to v období od roku 1998 až do roku 2009, a to přes již zmíněné čtyři země. Všechny vložené tabulky či grafy v této kapitole (pokud není uvedeno jinak) jsou autorkou této práce vytvořeny v programu Eviews 7, a to na základě vstupních dat z přílohy 8.

Nejprve je vhodné podívat se na možný problém multikolinearity, který může existovat v modelech s více vysvětlujícími proměnnými. Dále pak už bude zkonstruován základní model (tedy model bez úrovně konstanty) a nakonec model se zavedením fixních efektů. Z důvodů malého rozsahu dat není možné použít model s náhodnými efekty (programem Eviews nebylo možné odhadovat ani časové ani průřezové náhodné efekty).

4.1 Multikolinearita

Mezi významné problémy, jež způsobují zahrnutí více vysvětlujících proměnných, patří problém multikolinearity. Multikolinearita znamená, že některé nebo všechny vysvětlující proměnné jsou navzájem velmi silně korelovány. V takovémto případě nelze jednoznačně určit, která z vysvětlujících proměnných ovlivňuje vysvětlovanou proměnnou. Důsledkem je nevýznamnost parametrů v modelu, kdy takovéto proměnné by měly být z modelu vyřazeny. V nejhorším případě může dojít k tomu, že všechny parametry jsou statisticky nevýznamné a R^2 (koeficient determinace) je vysoký. Řešením je z modelu silně korelovanou proměnnou vyřadit (Koop, 2008).

V přílohách 1, 2, 3, 4 je znázorněna korelace mezi závisle proměnnou (dlouhodobá nezaměstnanost) a nezávisle proměnnými (výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti, čistá míra náhrady, tempo růstu HDP, index spotřebitelských cen, implicitní sazba daně, odborová organizovanost, ochrana zaměstnanosti, podíl osob se základním vzděláním), a to pro každou zemi zvlášť. Z daných výsledků vyplývá, že pokud by do modelu byly zahrnuty všechny vysvětlující proměnné, mohl by hrozit problém multikolinearity (napříč všemi zeměmi), lze vidět vysoká vzájemná závislost mezi některými vysvětlujícími

proměnnými. I z tohoto důvodu budou některé vysvětlující proměnné z následujících dvou modelů (základní model, model s fixními efekty) vyřazeny.

Avšak pokud se jedná o závislost mezi vysvětlovanou proměnnou a vysvětlujícími proměnnými, zde je silná a statisticky významná korelace naopak velmi žádoucí. Tabulky 4.1, 4.2, 4.3, 4.4 (vytvořené v programu SPSS) znázorňují závislost mezi závisle proměnnou a vysvětlujícími proměnnými v jednotlivých zemích. První řádek *Pearson Correlation* značí hodnotu dané závislosti, druhý řádek *Sig. (2-tailed)* potom značí významnost dané vypočtené závislosti, poslední řádek ukazuje počet pozorování.

Tab. 4.1 – Korelace proměnných – Česká republika

	DN_cz	CMN_cz	ISD_cz	zpozHDP_cz	CPI_cz	OH_cz	APZ_cz	OTP_cz	ZV_cz
DN_cz Pearson Correlation	1	-,274	,630	,571	-,296	-,459	,631	,454	-,398
Sig. (2-tailed)		,390	,028	,067	,351	,133	,028	,160	,200
N	12	12	12	11	12	12	12	11	12

Co se týče České republiky, dlouhodobou nezaměstnanost ovlivňuje z velké míry implicitní sazba daně a výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti (na 5% hladině významnosti). Významnost HDP lze připustit na 10% hladině významnosti. Zda jsou dané závislosti orientovány správným směrem (pozitivně či negativně vůči dlouhodobé nezaměstnanosti) bude objasněno na konci této podkapitoly.

Tab. 4.2 – Korelace proměnných – Maďarsko

	DN_hu	CMN_hu	ISD_hu	zpozHDP_hu	CPI_hu	OH_hu	APZ_hu	OTP_hu	ZV_hu
DN_hu Pearson Correlation	1	,527	,507	,032	,800	,717	-,246	-,330	,111
Sig. (2-tailed)		,078	,092	,925	,002	,013	,466	,322	,731
N	12	12	12	11	12	11	11	11	12

V Maďarsku je dle výsledků korelace dlouhodobá nezaměstnanost ovlivňována inflací (indexem spotřebitelských cen) a odborovou organizovaností (na 5% hladině významnosti). Čistá míra náhrady a implicitní sazba daně mohou být přijaty na 10% hladině významnosti.

Tab. 4.3 – Korelace proměnných – Polsko

	DN_pl	CMN_pl	ISD_pl	zpozHDP_pl	CPI_pl	OH_pl	APZ_pl	OTP_pl	ZV_pl
DN_pl Pearson Correlation	1	,641	,332	-,551	-,367	,238	-,561	,087	,215
Sig. (2-tailed)		,025	,292	,079	,240	,457	,058	,799	,502
N	12	12	12	11	12	12	12	11	12

Dle tab. 4.3 je patrné, že největší podíl na vývoji dlouhodobé nezaměstnanosti má čistá míra náhrady. Výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti a HDP je možné přijmout na 10% hladině významnosti.

Tab. 4.4 – Korelace proměnných – Slovensko

	DN_sk	CMN_sk	ISD_sk	zpozHDP_sk	CPI_sk	OH_sk	APZ_sk	OTP_sk	ZV_sk
DN_sk Pearson Correlation	1	,294	-,671	,568	-,543	-,927	,039	-,817	-,435
Sig. (2-tailed)		,353	,017	,068	,068	,000	,903	,002	,158
N	12	12	12	11	12	11	12	11	12

Na Slovensku, jak je vidět, dlouhodobou nezaměstnanost ovlivňují implicitní sazba daně, odborová organizovanost a ochrana zaměstnanosti (na 5% hladině významnosti). HDP a index spotřebitelských cen lze přijmout na 10% hladině významnosti.

Po prozkoumání výsledků korelace došlo k několika zajímavým závěrům, každá jednotlivá proměnná v různých zemích vykazuje různé závislosti vůči dlouhodobé nezaměstnanosti (*DN*). Ukazatel čisté míry náhrady (*CMN*) by měl dle logického úsudku ovlivňovat *DN* určitě pozitivně (ve smyslu zvyšování *DN*), avšak při pohledu na korelace jednotlivých zemí jde vidět, že u jediné České republiky vykazuje tento ukazatel negativní korelaci vůči *DN*. Implicitní sazba daně na práci (*ISD*), čili skutečné zdanění práce by mělo *DN* ovlivňovat pozitivně; u Slovenska je však naopak zaznamenána silná negativní závislost (např. u ČR je zaznamenána silná pozitivní závislost). Tempo růstu HDP (*ZPOZHDP*) by mělo *DN* ovlivňovat negativně, avšak tato závislost byla dle korelace potvrzena pouze Polska, u ostatních zemí byla vykazována závislost pozitivní. Výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti (*APZ*) by měly *DN* ovlivňovat negativně, což bylo potvrzeno v Maďarsku a Polsku, v ČR je naopak silná pozitivní závislost. Přichází na řadu sporná otázka, zda jsou tyto výdaje na *APZ* skutečně efektivní a snižují tím úroveň *DN*. Ochrana zaměstnanosti je další z ukazatelů, který se liší napříč zeměmi. Očekávaná závislost na *DN* by měla být pozitivní, ale i zde existují výjimky, Maďarsko a Polsko vykazují negativní závislost (Polsko dokonce silnou závislost). Pouze u ukazatele odborové organizovanosti nelze s určitostí říci, jaká je závislost na *DN*. Teorii bylo poukázáno pouze na to, že vysoká míra odborové organizovanosti, pokud je doprovázena nízkou koordinací, může zvyšovat průměrnou délku dlouhodobé nezaměstnanosti. Další ukazatele jako je index spotřebitelských cen (*CPI*) a podíl osob se základním vzděláním

(*ZV*) se také významně liší mezi zeměmi, ale v modelech použity nebudou, tudíž jejich závislosti nejsou nyní pro další analýzy důležité.

Závěrem je, že vstupní data vkládána do následujících modelů, vykazují značné odlišnosti – závislosti vůči dlouhodobé nezaměstnanosti. Z těchto důvodů musí být bráno v potaz, že i výsledky modelů mohou být odlišné od teorie, a to právě z důvodu výsledků korelace. Odlišné závislosti v jednotlivých zemích mohou být vysvětleny tím, že každá země má své vlastní institucionální nastavení ekonomiky, potažmo trhu práce, o žádném ukazateli nelze hovořit plošně, s čímž je nutné počítat v rámci další analýzy.

4.2 Základní model

V rámci analýzy dlouhodobé nezaměstnanosti v zemích V4 bude nejdřív použit základní model, který jak už bylo řečeno, zachází se všemi pozorováními jako by pocházely se stejného regresního modelu. Bude provedena formulace, odhad i verifikace základního modelu.

Do počátečního základního modelu byly zprvu vloženy všechny vysvětlující proměnné (viz tabulky korelace z kap. 4.1), následně však z modelu byly některé vysvětlující proměnné vyřazeny, čímž došlo k vylepšení modelu (především v rámci statistické významnosti parametrů). Vysvětlovanou (závisle) proměnnou je dlouhodobá nezaměstnanost (*DN*) vyjádřena v procentech celkové nezaměstnanosti. Pro základní model byly použity následující nezávisle proměnné.

- **Čistá míra náhrady (*CMN*)** – jedná se o poměr čistých (zdaněných) příjmů nezaměstnané osoby k čistému příjmu zaměstnané osoby. V modelu je použita čistá míra náhrady pro jednotlivce, vyjádřena v procentech. Očekávaná je pozitivní závislost.
- **Tempo růstu hrubého domácího produktu (*ZPOZHDP*)** – použité HDP v modelu je pro lepší analýzu zpožděné o jedno období, vyjádřeno v procentech. Očekávaná je negativní závislost.
- **Ochrana zaměstnanosti (*OTP*)** – jedná se o souhrnný ukazatel, který se zaměřuje na postupy a náklady spojené s propouštěním jednotlivců či skupin, dále se

zaměřuje na postupy při najímání pracovníků. Ukazatel se pohybuje na stupnici od 0 (nejméně omezení) do 6 (nejvíce omezení). Očekávaná je pozitivní závislost.

- **Odborová organizovanost (OH)** – jedná se o poměr zaměstnaných členů odborů k celkovému počtu zaměstnanců (očistiťeno o neaktivní a samostatně výdělečné osoby), vyjádřeno v procentech. Nelze jednoznačně určit jaký vliv (pozitivní či negativní) má odborová organizovanost na úroveň dlouhodobé nezaměstnanosti.

Nyní, když jsou zvoleny vhodné (statisticky významné na 5% hladině významnosti) vysvětlující proměnné, je nezbytné provést vzájemnou korelaci mezi vysvětlovanou proměnnou a vysvětlujícími proměnnými, aby bylo možné vyloučit případný problém multikolinearity.

Tab. 4.5 – Korelační matice proměnných

	DN	CMN	OTP	ZPOZHDP	OH
DN	1.000000	0.618622	0.005114	0.358378	0.093088
CMN	0.618622	1.000000	-0.196510	0.255582	0.366776
OTP	0.005114	-0.196510	1.000000	-0.053521	0.160228
ZPOZHDP	0.358378	0.255582	-0.053521	1.000000	-0.496392
OH	0.093088	0.366776	0.160228	-0.496392	1.000000

Korelace provedená v tab. 4.5 je odlišná od korelací z tab. 4.1 – 4.4. Je to z toho důvodu, že v rámci tab. 4.5 je provedena vzájemná závislost mezi všemi proměnnými, ale již zde není rozlišováno mezi zeměmi. Jedná se o korelaci napříč všemi čtyřmi zeměmi současně. Nevýhodou korelace provedené v programu Eviews 7 je, že nevypočítává statistickou významnost těchto závislostí, naopak výhodou je, že korelaci je program schopen vypočítat současně pro všechny země. Je patrné, že nejintenzivněji je dlouhodobá nezaměstnanost ovlivňována čistou mírou náhrady (0.619) - napříč všemi zeměmi. U ostatních proměnných takto vysoká závislost bohužel není. Z pohledu problému multikolienarity lze zhodnotit, že mezi vysvětlujícími proměnnými není silná korelace (závislost). Maximální povolená závislost je 0.8, někdy 0.9.

Po tom co byla provedena korelace, a bylo zjištěno, že v modelu nebude hrozit multikolienarita, je též vhodné se podívat na deskriptivní statistiku jednotlivých proměnných, což ukazuje tab. 4.6. Z této tabulky lze zjistit průměrnou hodnotu daných proměnných, medián, maximální či minimální hodnotu, ale též šikmost (požadovaná hodnota 0) či špičatost (požadovaná hodnota 3), které jsou důležité pro zhodnocení toho,

zda mají data normální rozdělení. Z řádku *probability* lze usoudit, že vybrané proměnné mají normální rozdělení (hodnoty se pohybují nad 0.05).

Tab. 4.6 – Deskriptivní statistika proměnných

	DN	CMN	OTP	ZPOZHDP	OH
Mean	52.50500	43.72500	1.903250	4.170000	21.67250
Median	50.60000	45.00000	1.900000	4.200000	20.80000
Maximum	76.30000	66.00000	2.190000	10.50000	34.20000
Minimum	33.50000	25.00000	1.540000	-0.200000	15.20000
Std. Dev.	9.677172	11.85595	0.206402	2.191382	4.765581
Skewness	0.732263	0.354717	-0.088453	0.236972	0.833157
Kurtosis	3.268350	2.259352	1.992987	3.784100	3.006552
Jarque-Bera	3.694749	1.753092	1.742285	1.399060	4.627745
Probability	0.157651	0.416218	0.418473	0.496819	0.098878
Sum	2100.200	1749.000	76.13000	166.8000	866.9000
Sum Sq. Dev.	3652.259	5481.975	1.661477	187.2840	885.7198
Observations	40	40	40	40	40

Dalším možným způsobem testování dat je zjišťování stacionarity (nestacionarity) dat. V tomto případě se většinou testuje přítomnost jednotkového kořenu (data jsou nestacionární). Proto i na vybrané vysvětlující proměnné byly provedeny testy stacionarity (pool unit root test). V tab. 4.7 je znázorněn výsledek testování existence jednotkového kořene u závisle proměnné, tedy u dlouhodobé nezaměstnanosti, v tab. 4.8 je ukázán též test stacionarity pro odborovou organizovanost (testy stacionarity pro ostatní proměnné jsou k dispozici v příloze 5).

Tab. 4.7 – Testování panelové stacionarity dlouhodobé nezaměstnanosti

Pool unit root test: Summary
Series: DN_CZ, DN_SK, DN_HU, DN_PL
Date: 04/09/13 Time: 16:33
Sample: 1998 2009
Exogenous variables: Individual effects
Automatic selection of maximum lags
Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-0.17345	0.4311	4	41
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.41674	0.3384	4	41
ADF - Fisher Chi-square	7.92939	0.4404	4	41
PP - Fisher Chi-square	4.89557	0.7687	4	44

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Například test Im, Pesaran and Shin W-stat je definován nulovou hypotézou nestacionarity (individuálních jednotkových procesů) proti alternativní hypotéze neexistence jednotkových procesů alespoň v jednom případě (=jedné země). Kdežto test Levin, Lin & Chu t^* je definován hypotézou společného nestacionárního jednotkového procesu, proti alternativě stacionárního procesu (Žďárek, 2009). V případě testování panelové stacionarity dlouhodobé nezaměstnanosti jsou výsledky patrné na první pohled. Ať už v případě společného jednotkového kořene, nebo v případě individuálního jednotkového kořene, test prokázal, že dlouhodobá nezaměstnanost nezamítá nulovou hypotézu o existenci jednotkového kořene, čili data jsou nestacionární.

Tab. 4.8 – Testování panelové stacionarity odborové organizovanosti

Pool unit root test: Summary
Series: OH_CZ, OH_HU, OH_PL, OH_SK
Date: 04/09/13 Time: 15:51
Sample: 1998 2009
Exogenous variables: Individual effects
Automatic selection of maximum lags
Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

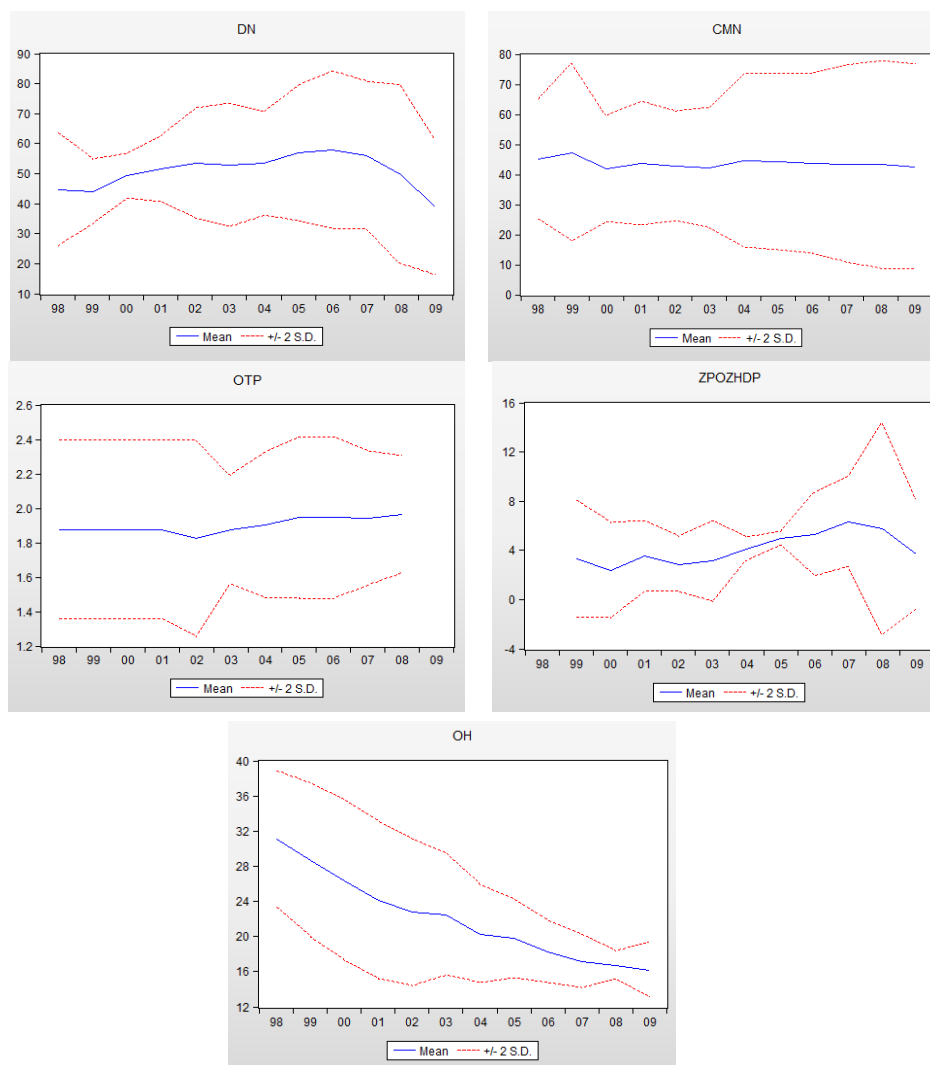
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t^*	-3.46501	0.0003	4	40
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.14555	0.0160	4	40
ADF - Fisher Chi-square	19.5613	0.0121	4	40
PP - Fisher Chi-square	40.8100	0.0000	4	42

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Z tabulky 4.8 a z přílohy 5 lze vyvodit, že čistá míra náhrady, ochrana zaměstnanosti i tempo růstu HDP jsou nestacionární (na 5% hladině významnosti), kdežto odborová organizovanost vykazuje stacionaritu (na 5% hladině významnosti), ať už v rámci testování společné či individuální nestacionarity (došlo k zamítnutí nulové hypotézy ve všech testech). Pokud jsou data nestacionární, může hrozit problém zdánlivé regrese (vysoký R^2), a to by vedlo k nesprávným odhadům.

Nyní může být přínosné zhlédnout vývoj jednotlivých průměrných veličin současně přes čtyři země.

Graf 4.1 – Vývoj jednotlivých průměrných veličin v letech 1998-2009



Na těchto grafech je zajímavé, jak se u některých ukazatelů mění variabilita dat kolem průměru napříč zeměmi. Průměrná dlouhodobá nezaměstnanost v průběhu sledovaných let klesá, za předpokladu pozorování čtyř zemí. U čisté míry náhrady jsou v posledních letech opravdu velké rozdíly, důvodem může být, že každá země má jiné nastavení trhu práce a každá země je odlišně sociálně šetrná. Co se týče tempa růstu HDP, je vidět, že vykazuje relativně vysokou variabilitu dat mezi zeměmi právě v období, jež je spojeno s příchodem celosvětové recese (na některé země působila recese mnohem více než na jiné). Zajímavý je vývoj odborové organizovanosti, kde lze spatřit dlouhodobě negativní trend, což potvrdil i test jednotkového kořene, avšak zde jsou rozdíly mezi zeměmi relativně malé, což jenom potvrzuje, že obecně méně lidí vstupuje do odborových organizací (vyjma silných sociálních států). Konečně už byly provedeny všechny analýzy týkající se proměnných zahrnutých do modelu a nyní je na řadě odhadnout samotný model.

Tab. 4.9 – Odhad základního modelu

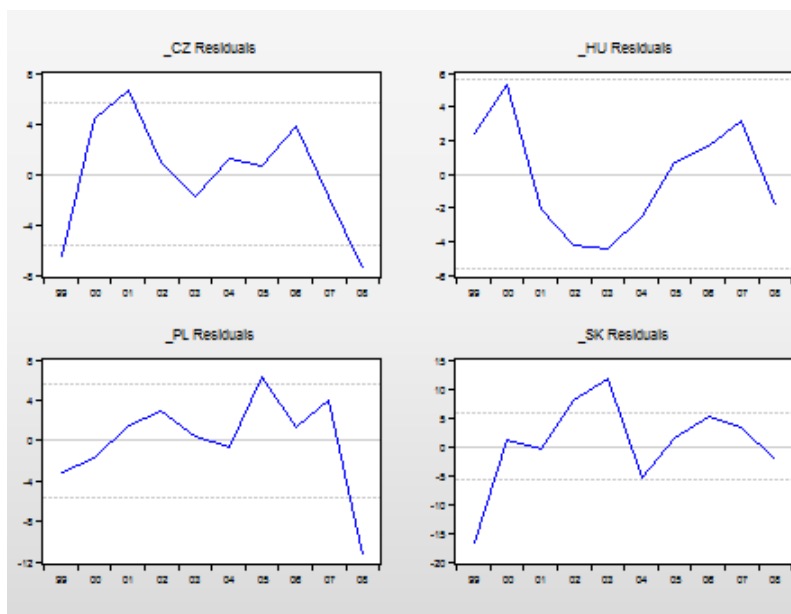
Dependent Variable: DN?				
Method: Pooled Least Squares				
Date: 04/09/13 Time: 15:36				
Sample (adjusted): 1999 2008				
Included observations: 10 after adjustments				
Cross-sections included: 4				
Total pool (balanced) observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CMN?	1.364837	0.193148	7.066284	0.0000
ZPOZHDP?	-1.557320	0.724868	-2.148420	0.0391
OTP?	12.52102	3.179894	3.937559	0.0004
_CZ--OH_CZ	-1.425560	0.366307	-3.891706	0.0005
_HU--OH_HU	-1.335299	0.371153	-3.597706	0.0010
_PL--OH_PL	-0.389019	0.289474	-1.343884	0.1882
_SK--OH_SK	-1.340178	0.374290	-3.580592	0.0011
R-squared	0.711145	Mean dependent var		52.50500
Adjusted R-squared	0.658626	S.D. dependent var		9.677172
S.E. of regression	5.654100	Akaike info criterion		6.460267
Sum squared resid	1054.972	Schwarz criterion		6.755821
Log likelihood	-122.2053	Hannan-Quinn criter.		6.567130
Durbin-Watson stat	1.536387			

V tab. 4.9 je již znázorněn odhad základního modelu s použitím výše zmíněných vysvětlujících proměnných. Z odhadu modelu je patrné, že u čisté míry náhrady byla potvrzena pozitivní závislost vůči dlouhodobé nezaměstnanosti. Roste-li ukazatel čisté míry náhrady, tak nezaměstnané osoby ztrácí motivaci k hledání pracovního místa a raději zůstanou ve stavu nezaměstnanosti (resp. dlouhodobé nezaměstnanosti), nebo právě již zaměstnaní ztrácí motivaci pracovat a raději přejdou do stavu nezaměstnanosti, která se může dosti prodloužit až na dlouhodobou nezaměstnanost. Konkrétně vzroste-li *CMN* o 1 % vzroste *DN* (průměrná dlouhodobá nezaměstnanost) o 1.36 %. Dále byla modelem potvrzena negativní závislost HDP, s růstem tempa růstu HDP o 1 % klesne průměrná dlouhodobá nezaměstnanost o 1.56 % v následujícím kvartálu. U obou výše zmíněných proměnných lze říct, že mají relativně malý vliv na úroveň dlouhodobé nezaměstnanosti. Naopak u ukazatele ochrany zaměstnanosti, nejen, že byla potvrzena pozitivní závislost, ale tento ukazatel vykazuje relativně silný vliv na vývoj dlouhodobé nezaměstnanosti. Konkrétně, zvýší-li se ochrana zaměstnanosti o jednotku (v rámci stupnice od nuly do šesti), vzroste dlouhodobá nezaměstnanost o 12.52 %. Jak lze vidět z tabulky výše, ukazatel odborové organizovanosti musel být v rámci statistické významnosti parametrů rozlišen napříč jednotlivými zeměmi. U Polska je parametr statisticky nevýznamný, ale díky tomu, že ve zbylých třech zemích jsou parametry statisticky významné, je významné

i rozlišení odborové organizovanosti mezi zeměmi. Vliv odborové organizovanosti na dlouhodobou nezaměstnanost je relativně nízký a negativní ve všech zemích, v podstatě to znamená, že čím více lidí bude v odborech, tím více bude dlouhodobá nezaměstnanost klesat. Všechny tyto výsledky jsou platné za podmínky *ceteris paribus*.

Z výsledků základního modelu lze pro následnou analýzu vybrat koeficient determinace R^2 , popř. očištěný R^2 či hodnotu Durbin – Watsonovy statistiky. Koeficient R^2 říká, jak jsou zahrnuté vysvětlující proměnné schopné vysvětlit vývoj dlouhodobé nezaměstnanosti. Koeficient determinace má hodnotu 0.71 (očištěná hodnota pouze 0.66), což značí, že ze 75 % (resp. 66 %) jsou nezávislé proměnné schopné vysvětlit chování dlouhodobé nezaměstnanosti. Avšak hodnota 75 % též znamená, že model není zcela nejlepší, bylo by příhodné tento model dále specifikovat a vylepšovat. Z hlediska Durbin – Watsonovy statistiky, která testuje autokorelaci reziduí (což není žádoucí) lze říci, že model je dobrý, protože hodnota DW by v nejlepším případě měla být 2 (v odhadnutém modelu je to 1.54). Níže (graf 4.2) je graficky znázorněn vývoj reziduí, k tomu je přiložena korelační matice reziduí. Rezidua musí náhodná (lze zjistit mimo jiné dle grafické analýzy) a nezávislá (k tomu slouží DW test), musí mít normální rozdělení (šikmost a špičatost blízké nule) a rozptyl musí být konstantní, jinak je nelze použít.

Graf 4.2 – Vývoj reziduí



Tab. 4.10 – Korelační matice reziduí

	_CZ	_HU	_PL	_SK
_CZ	1.000000	0.073579	0.566601	0.386355
_HU	0.073579	1.000000	0.049311	-0.347310
_PL	0.566601	0.049311	1.000000	0.403299
_SK	0.386355	-0.347310	0.403299	1.000000

Na základě předchozího grafického znázornění reziduí, potažmo korelační matice lze s určitostí říci, že rezidua jsou náhodná (což je požadováno), a neexistuje mezi nimi silná závislost, kdy maximální povolená hodnota je 0.8. Dále lze říci, že rezidua mají normální rozdělení (viz deskriptivní statistika příloha 6).

Tab. 4.11 – Testování stacionarity panelových reziduí

Group unit root test: Summary
 Series: RESID_CZ, RESID_HU, RESID_PL, RESID_SK
 Date: 04/14/13 Time: 09:18
 Sample: 1998 2009
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-3.60822	0.0002	4	34
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.22173	0.0132	4	34
ADF - Fisher Chi-square	20.0940	0.0100	4	34
PP - Fisher Chi-square	25.0304	0.0015	4	36

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Test stacionarity prokázal, že rezidua jsou společně stacionární, ale také individuálně stacionární (neobsahují v žádném případě jednotkový kořen). Tímto lze s určitostí zhodnotit, že model je z pohledu reziduí dobrý.

4.3 Model s fixními efekty

Po zjištění, že základní model by bylo vhodné dále specifikovat a analyzovat, je nasnadě vytvořit model s fixními efekty. Tímto bude zavedena odlišná úroňová konstanta pro jednotlivá časová období (kdežto model základní byl bez úroňové konstanty), čímž by mělo dojít k vylepšení modelu (lépe bude odhadnuto, co ve skutečnosti ovlivňuje dlouhodobou nezaměstnanost).

Nejlepším modelem, ve kterém byly všechny odhadnuté parametry vysvětlujících proměnných statisticky významné na 5% hladině významnosti, je model se zavedením následujících proměnných (vysvětlovanou proměnnou zůstává dlouhodobá nezaměstnanost, vyjádřena v procentech celkové nezaměstnanosti).

- **Výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti (APZ)** – jsou v modelu vyjádřeny v procentech HDP. Očekávaná je negativní závislost.
- **Implicitní sazba daně na práci (ISD)** – jedná se o podíl daní a veřejnoprávního pojistného (placeno z hrubých příjmů zaměstnavatelem i zaměstnancem) k celkovým nákladům práce (celkový objem náhrad vyplacených zaměstnancům na území daného státu včetně případných daní z mezd). Ukazatel je vyjádřen v procentech. Dle teorie vede vyšší zdanění k vyšší úrovni dlouhodobé nezaměstnanosti, čili očekává se pozitivní závislost.
- **Tempo růstu hrubého domácího produktu (ZPOZHDP)** – použité HDP v modelu je pro lepší analýzu zpožděné o jedno období, vyjádřeno v procentech. Očekávaná je negativní závislost.

Takže do modelu s fixními efekty jsou zavedeny tři vysvětlující proměnné, oproti základnímu modelu byly vyřazeny čistá míra náhrady, ochrana zaměstnanosti i odborová organizovanost (z důvodu statistické nevýznamnosti odhadnutých parametrů), naopak proměnná tempo růstu HDP zůstalo v modelu i nadále, navíc k ní přibily výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti a implicitní sazba daně na práci. I nyní je však nutné provést korelaci proměnných, aby bylo možné vyloučit problém multikolienarity.

Tab. 4.12 – Korelační matice proměnných

	DN	APZ	ISD	ZPOZHDP
DN	1.000000	-0.211541	-0.355026	0.351897
APZ	-0.211541	1.000000	-0.230416	0.084689
ISD	-0.355026	-0.230416	1.000000	-0.368272
ZPOZHDP	0.351897	0.084689	-0.368272	1.000000

Multikolinearitě lze na základě korelační matice vyloučit, vysvětlující proměnné nejsou navzájem silně korelovány. Co je však zajímavé, je závislost vysvětlujících proměnných vůči dlouhodobé nezaměstnanosti (závisle proměnná). Závislosti tempa růstu

HDP a implicitní sazby daně na práci jsou opačné, než stanovuje teorie. Navíc korelace ukazuje, že zmíněné proměnné ovlivňují úroveň nezaměstnanosti relativně málo. Tyto zvláštnosti budou vysvětleny až později v rámci odhadu modelu. Hlavním předpokladem je, že v modelu není problém s multikolinearitou.

Dále je vhodné prohlédnout si deskriptivní statistiku (tab. 4.13) jednotlivých proměnných, kdy je důležité zjistit, zda mají data normální rozdělení. Na základě šikmosti (požadována nula) a špičatosti (požadována hodnota 3) a řádku *probability* je možné usoudit, že data mají normální rozdělení (hodnota *probability* musí být větší než 0.05).

Tab. 4.13 – Deskriptivní statistika proměnných

	APZ	ISD	ZPOZHDP
Mean	0.316047	37.07907	4.120930
Median	0.280000	37.10000	4.200000
Maximum	0.620000	42.10000	10.50000
Minimum	0.170000	30.40000	-0.200000
Std. Dev.	0.109177	3.850761	2.195402
Skewness	0.888618	-0.193204	0.215714
Kurtosis	3.065533	1.577777	3.627890
Jarque-Bera	5.666792	3.891554	1.039840
Probability	0.058813	0.142876	0.594568
Sum	13.59000	1594.400	177.2000
Sum Sq. Dev.	0.500628	622.7912	202.4312
Observations	43	43	43

Pro další analýzu bude i v modelu fixních efektů provedeno testování stacionarity (nestacionarity) dat. Princip je stejný jako u základního modelu, kdy se testuje existence jednotkového kořene (nestacionarita). Opět byl proveden Pool unit root test pro všechny proměnné, který testuje předpoklad společného jednotkového kořene (Levin, Lin & Chu t*), ale také testuje předpoklad individuálního jednotkového kořene (např. Im, Pesaran a Shin W-stat).

Tab. 4.14 – Testování panelové stacionarity implicitní sazby daně na práci

Pool unit root test: Summary
Series: ISD_CZ, ISD_SK, ISD_HU, ISD_PL
Date: 04/11/13 Time: 14:30
Sample: 1998 2009
Exogenous variables: Individual effects
Automatic selection of maximum lags
Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-0.38361	0.3506	4	42
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.62653	0.7345	4	42
ADF - Fisher Chi-square	7.96023	0.4374	4	42
PP - Fisher Chi-square	2.56856	0.9585	4	44

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Tab. 4.15 – Testování panelové stacionarity výdajů na aktivní politiku zaměstnanosti

Pool unit root test: Summary
Series: APZ_CZ, APZ_SK, APZ_HU, APZ_PL
Date: 04/11/13 Time: 14:29
Sample: 1998 2009
Exogenous variables: Individual effects
Automatic selection of maximum lags
Automatic lag length selection based on SIC: 0
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-1.52678	0.0634	4	42
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.18839	0.4253	4	42
ADF - Fisher Chi-square	10.7388	0.2169	4	42
PP - Fisher Chi-square	10.5842	0.2264	4	42

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Po otestování stacionarity bylo zjištěno, že implicitní sazba daně na práci vykazuje nestacionaritu jak společnou, tak individuální. Stacionarita tempa růstu HDP byla řešena již v základním modelu, výsledkem byla nestacionarita dat. Poslední proměnnou v modelu jsou výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti, kde byla též prokázána nestacionarita dat. Z předchozího základního modelu je již známa nestacionarita dlouhodobé nezaměstnanosti. Je nutno uvést, že veškeré zamítnutí či nezamítnutí nulové hypotézy proběhlo na 5% hladině významnosti. Nyní je jasné, že veškeré proměnné v modelu

fixních efektů vykazují nestacionaritu, která se objevuje především u makroekonomických dat. To, že v modelu existují pouze nestacionární časové řady, může znamenat určitou dlouhodobou rovnováhu mezi proměnnými; kdy proměnné vedou k určitému stálému stavu, rovnováze. Zda v modelu existuje opravdu stav dlouhodobé rovnováhy je však předmětem kointegrační analýzy, která v této práci již řešena nebude.

Nyní již bude v grafech znázorněn samotný vývoj proměnných v čase. I tato grafická znázornění mohou být pro pozdější analýzu přínosem. Vývoj dlouhodobé nezaměstnanosti byl již prezentován v části o základním modelu. Zde bude tedy představen vývoj zbývajících dvou proměnných, a to výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti (*APZ*) a implicitní sazba daně na práci (*ISD*), avšak pro lepší představu bude zde vložen i vývoj tempa růstu HDP.

Graf 4.3 – Vývoj jednotlivých průměrných veličin v letech 1998 - 2009



Co se týče vývoje výdajů na aktivní politiku zaměstnanosti, je zde patrné, že v roce 2002 existuje vysoká variabilita dat mezi zeměmi. Jelikož je tento ukazatel vyjádřen v % HDP, mohlo samozřejmě dojít i k variabilitě HDP mezi zeměmi (k čemuž došlo, jak je vidět z grafu *ZPOZHDP*) V případě České republiky navíc došlo v roce 2002 k povodním, což mělo za následek růst tlaků na státní rozpočet, a výdaje na *APZ* zaznamenaly rapidní

pokles. Vývoj implicitní sazby daně na práci v zemích Visegrádské čtyřky je dlouhodobě odlišný jak ukazuje graf. Česká republika obsazuje dlouhodobě nejvyšší (nejhorší)¹² pozice co se týče zdanění práce, v roce 2009 byla na 9. místě z 27 států EU, za čímž stojí dlouhodobé prvenství ve výši sociálního pojištění (v % celkového zdanění). Maďarsko je na tom ještě hůře (za rok 2009), řadí se na 4. místo. Oproti tomu menší zdanění práce mají v Polsku a na Slovensku (18. místo, 17. místo), i když Slovensko bylo v roce 2009 hned za Českou republikou, co se týče výše sociálního pojištění (Eurostat, 2011).

Poté co byly proměnné důkladně analyzovány je na místě provést odhad modelu s fixními efekty.

Tab. 4.16 – Odhad modelu s fixními efekty

Dependent Variable: DN?				
Method: Pooled EGLS (Period weights)				
Date: 04/11/13 Time: 14:15				
Sample (adjusted): 1999 2009				
Included observations: 11 after adjustments				
Cross-sections included: 4				
Total pool (unbalanced) observations: 43				
Linear estimation after one-step weighting matrix				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	62.99291	7.144877	8.816514	0.0000
APZ?	19.16451	4.337249	4.418587	0.0002
ISD?	-0.429329	0.185757	-2.311239	0.0290
_CZ--ZPOZHDP_CZ	-0.351369	0.292575	-1.200956	0.2406
_SK--ZPOZHDP_SK	1.973215	0.242425	8.139481	0.0000
_HU--ZPOZHDP_HU	-2.423916	0.395647	-6.126468	0.0000
_PL--ZPOZHDP_PL	-1.777597	0.312159	-5.694531	0.0000
Fixed Effects (Period)				
1999--C	-5.406302			
2000--C	1.287246			
2001--C	2.892547			
2002--C	1.687710			
2003--C	1.839438			
2004--C	2.842675			
2005--C	6.548124			
2006--C	5.609980			
2007--C	4.672413			
2008--C	-5.435820			
2009--C	-16.07815			
Effects Specification				
Period fixed (dummy variables)				
Weighted Statistics				
R-squared	0.973175	Mean dependent var	99.70205	
Adjusted R-squared	0.956667	S.D. dependent var	67.83434	
S.E. of regression	4.182697	Sum squared resid	454.8687	
F-statistic	58.95199	Durbin-Watson stat	1.496769	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.885338	Mean dependent var	51.51163	
Sum squared resid	527.4968	Durbin-Watson stat	1.080176	

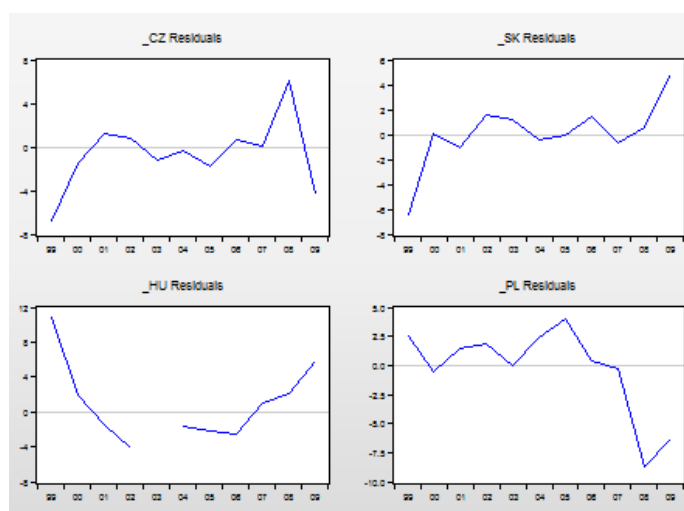
Model s fixními efekty zahrnuje oproti základnímu modelu do odhadu i konstantu, která může být interpretována jako odchylka od průměru. Jak už bylo řečeno, vydaje na

¹² Pozice 1. znamená nejvyšší zdanění práce

aktivní politiku zaměstnanosti (*APZ*) by měly vůči dlouhodobé nezaměstnanosti vykazovat negativní závislost. Model však ukazuje pravý opak, kdy *APZ* relativně silně ovlivňuje úroveň dlouhodobé nezaměstnanosti, v podstatě vzroste-li *APZ* o 1 %, vzroste dlouhodobá nezaměstnanost o 19.16 %. Otázkou je proč tomu tak je. V kapitole (4.1) ohledně multikolinearity byly představeny výsledky korelace, kde bylo zjištěno, že v případě České republiky a Slovenska vykazovaly *APZ* právě pozitivní závislost. U jediné ČR byla navíc závislost prokázána jako statisticky významná na 5% hladině významnosti (u zbylých zemí hodnoty nebyly statisticky významné), což s největší pravděpodobností ovlivnilo závislost *APZ* v tomto modelu. Navíc musí být stále brána v potaz účinnost výdajů aktivní politiky zaměstnanosti (která může stát za pozitivními znaménky v ČR na Slovensku). Co se týče implicitní sazby daně na práci (*ISD*), kromě relativně slabého vlivu na dlouhodobou nezaměstnanost, ani zde model nepotvrdil pozitivní závislost, jež byla očekávána. I zde je na místě odkázat se na kapitolu 4.1, kde i u této proměnné nebyly závislosti napříč zeměmi jednoznačné. Za vším nespíš stojí silná (5% hladina významnosti) negativní závislost vůči *DN* v rámci Slovenska (- 0.671), i když ostatní země vykazují závislost pozitivní. Jak lze vidět z odhadu modelu s fixními efekty, tak proměnná *ZPOZHDP* byla pro lepší analýzu (statistickou významnost) rozlišena napříč zeměmi. Model potvrdil očekávanou negativní závislost vůči *DN*, mimo Slovensko (závislost pozitivní) a u České republiky není parametr statisticky významný. Zajímavá je však intenzita s jakou působí na dlouhodobou nezaměstnanost, největší intenzita vztahu *DN* a *ZPOZDHP* platí v Maďarsku. I zde jsou všechny výsledky platné *ceteris paribus*. Z odhadu modelu s fixními efekty lze tedy usoudit, že průměrná dlouhodobá nezaměstnanost se mění spíše v čase než napříč jednotlivými zeměmi.

Nyní je nutné shlédnout ostatní statistiky a výsledky, které model nabídl. V předchozí kapitole bylo zjištěno, že základní model je nutné dále analyzovat a pokračovat v testování, došlo tedy k zavedení fixních efektů, čímž mělo dojít k vylepšení modelu. Model s fixními efekty odhadnul hodnotu koeficientu determinace R^2 , která činí 0.97; čili z 97 % dokážou vybrané vysvětlující proměnné vysvětlit chování dlouhodobé nezaměstnanosti, lze říci, že model je mnohem lepší než model základní (R^2 v základním modelu činilo 0.71). Popřípadě lze shlédnout očištěný R^2 , který činí 0.956 (95.6 %). Dalším významným kritériem vhodnosti modelu je Durbin-Watsonova statistika (DW), která v tomto modelu činí 1.49, což dokazuje neexistenci autokorelace reziduí, a současně to dokazuje i následující grafické znázornění reziduí, či korelace reziduí.

Graf 4.4 – Vývoj reziduí



Tab. 4.17 – Korelační matice reziduí

	_CZ	_SK	_HU	_PL
_CZ	1.000000	0.286725	-0.596675	-0.353990
_SK	0.286725	1.000000	-0.386983	-0.483126
_HU	-0.596675	-0.386983	1.000000	-0.298705
_PL	-0.353990	-0.483126	-0.298705	1.000000

I v případě testování reziduí, ať už pomocí grafického znázornění či pomocí korelační matice, v modelu s fixními lze s určitostí říci, že rezidua jsou náhodná, neexistuje tedy mezi nimi silná závislost, kdy maximální povolená hodnota je 0.8. Dále lze říci, že rezidua mají normální rozdělení (podrobněji viz příloha 7). Opět byl proveden test stacionarity, i v tomto modelu jsou rezidua stacionární, a to jak na společné úrovni, tak na úrovni individuální. Čili lze zhodnotit, že rezidua jsou vhodná pro použití v daném modelu.

Tab. 4.18 - Testování stacionarity panelových reziduí

Group unit root test: Summary
 Series: RESID_CZ, RESID_SK, RESID_HU, RESID_PL
 Date: 04/14/13 Time: 09:21
 Sample: 1998 2009
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t^*	-2.96916	0.0015	4	38
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.36921	0.0089	4	38
ADF - Fisher Chi-square	20.3941	0.0089	4	38
PP - Fisher Chi-square	27.3894	0.0006	4	38

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Výše byl popsán odhad modelu s fixními efekty, avšak je na místě otestovat i to, zda fixní efekty (v tomto modelu časové fixní efekty) jsou skutečně vhodné a nezbytné pro tento model. V tab. 4.19 je znázorněn provedený test fixních efektů, který konkrétně testuje, zda přidání časových dummy proměnných je relevantní. Nulové hypotéza tedy stanovuje nadbytečnost těchto fixních efektů. Na základě tohoto testu lze silně zamítnout nulovou hypotézu. Ve výsledku je tedy přidání časových dummy proměnných vhodné.

Tab. 4.19 – Testování fixních efektů

Redundant Fixed Effects Tests

Pool: SPOJENY_Z_1

Test period fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Period F	6.463778	(10,26)	0.0001

Period fixed effects test equation:

Dependent Variable: DN?

Method: Panel EGLS (Period weights)

Date: 04/11/13 Time: 14:21

Sample (adjusted): 1999 2009

Included observations: 11 after adjustments

Cross-sections included: 4

Total pool (unbalanced) observations: 43

Use pre-specified GLS weights

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	68.33951	10.92903	6.253027	0.0000
APZ?	18.60448	6.592427	2.822098	0.0077
ISD?	-0.555148	0.281647	-1.971078	0.0564
_CZ--ZPOZHDP_CZ	0.323433	0.329359	0.982009	0.3326
_SK--ZPOZHDP_SK	2.337812	0.306965	7.615888	0.0000
_HU--ZPOZHDP_HU	-1.491168	0.459588	-3.244573	0.0025
_PL--ZPOZHDP_PL	-1.293159	0.397109	-3.256430	0.0025

Weighted Statistics

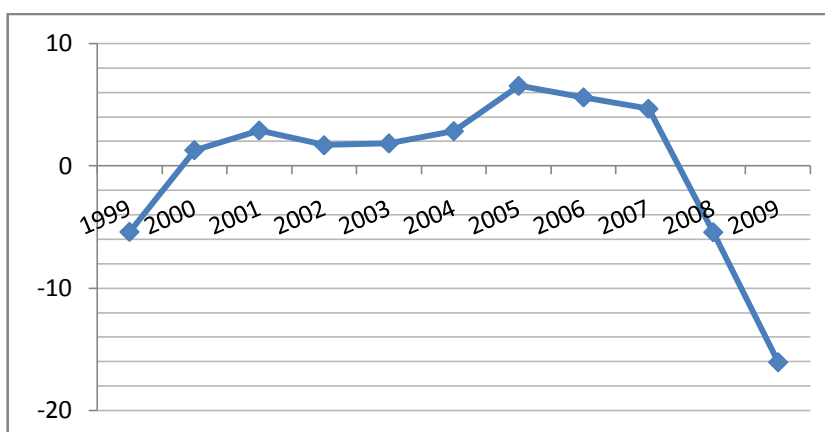
R-squared	0.906485	Mean dependent var	99.70205
Adjusted R-squared	0.890899	S.D. dependent var	67.83434
S.E. of regression	6.636815	Sum squared resid	1585.703
F-statistic	58.16079	Durbin-Watson stat	0.880587
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.443476	Mean dependent var	51.51163
Sum squared resid	2560.260	Durbin-Watson stat	0.649974

V následujícím grafu 4.5 jsou znázorněny již zmíněné časové fixní efekty. V podstatě je možno tvrdit, že průměrná dlouhodobá nezaměstnanost se v čase vyvíjí, a to za předpokladu pozorování čtyř zemí. O vývoji dlouhodobé nezaměstnanosti lze říci, že mezi lety 1999 – 2001 docházelo k jejímu průměrnému zvyšování, pak následovalo období relativní stability. Od maxima v roce 2005 dochází k postupnému snižování dlouhodobé průměrné společné nezaměstnanosti napříč zeměmi Visegrádské čtyřky.

Graf 4.5 – Vývoj fixních efektů v čase



4.4 Závěr kapitoly

V případě základního panelového modelu je model odhadnut, jako by se jednalo o průřezovou regresi s časovými dummy proměnnými. Specifikace modelu, jež je založena na společném konstantním členu již předem očekává existenci jednoho společného (cílového) stavu. Jsou-li však v modelu použity fixní efekty pro jednotlivé země jsou předem očekávány odlišné stálé stavy. Kromě metody nejmenších čtverců lze využít i metodu s fixními efekty či metodu LSDV. Poslední dvě metody poskytují vychýlené odhady parametrů – co se týče fixních efektů, tak odhad parametrů je vychýlen směrem dolů (odhady parametrů jsou podhodnocené), kdežto metoda LSDV je nespolehlivá pro malá a fixní časová období (Žďárek, 2009).

Pro modelování dlouhodobé nezaměstnanosti v zemích V4 byl nejprve využit model základní a poté model s fixními efekty s cílem dosáhnout lepších výsledků. Model s náhodnými efekty musel být zamítnut hned na začátku testování, a to primárně z důvodu malého rozsahu dat (programem nebylo umožněno testování náhodných průřezových či časových efektů), a možná též z důvodu chybějících hodnot v některých časových řadách.

Nejlepším základním modelem z hlediska významnosti parametrů, koeficientu determinace, popř. očištěného koeficientu determinace, Durbin-Watsonovy statistiky a náhodnosti reziduí vyšlo najevo, že dlouhodobou zaměstnanost za předpokladu pozorování čtyř zemí (Česká republika, Maďarsko, Polsko, Slovensko) nejvíce ovlivňuje čistá míra náhrady (která v podstatě motivuje či demotivuje k práci), ochrana zaměstnanosti, odborová organizovanost, avšak tato byla specifikována zvlášť pro každou zemi a hrubý domácí produkt. Model byl schopen těmito vysvětlujícími proměnnými

vysvětlit chování dlouhodobé nezaměstnanosti pouze ze 71 %, zbytek je přiřazován náhodné složce. Do základního modelu nebyly oproti modelu s fixními efekty zařazeny výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti a implicitní sazba daně, proměnné byly statisticky nevýznamné.

Jak už bylo řečeno, základní model byl schopen vysvětlit chování dlouhodobé nezaměstnanosti ze 71 %, proto bylo namístě provést určitá vylepšení, a to přidáním fixních efektů. Jako nejlepší model s fixními efekty při posouzení koeficientu determinace, Durbin-Watsonova koeficientu a náhodnosti reziduí byl přijat model, jež vysvětluje chování dlouhodobé nezaměstnanosti pomocí výdajů na aktivní politiku zaměstnanosti, implicitní sazby a tempem růstu HDP (zpožděné o 1 období), které bylo specifikováno pro jednotlivé země zvlášť. I po otestování nadbytečnosti fixních efektů bylo potvrzeno, že přidání fixních efektů je relevantní a přínosné. Do modelu oproti základnímu modelu nebyly zařazeny čistá míra náhrady, ochrana zaměstnanosti a odborová organizovanost.

Je zajímavé, že v obou modelech bylo zařazení proměnné - tempo růstu HDP - statisticky významné. V podstatě to dokazuje, že vývoj dané ekonomiky je nezbytným ukazatelem pro vysvětlení chování dlouhodobé nezaměstnanosti.

Avšak významným předpokladem testování chování dlouhodobé nezaměstnanosti, který bylo nutno brát v potaz při interpretaci výsledků, byly institucionální předpoklady daných ekonomik. Každá země má jiné nastavení trhu práce, a jak už bylo řečeno každá vysvětlující proměnná, jež byla v modelech využita, ovlivňuje dlouhodobou nezaměstnanost jiným způsobem a to napříč jednotlivými zeměmi. To znamená, že to co platí v jedné zemi, neplatí v té druhé. Proto musely být tyto předpoklady základem chápání obou modelů.

Určitě by bylo přínosné provést další výzkum této problematiky, který by více zohlednil odlišnosti v institucionálním nastavení ekonomik zvolených zemí.

5 ZÁVĚR

Cílem práce bylo zjistit, které z vybraných faktorů a v jaké míře stojí za vývojem dlouhodobé nezaměstnanosti napříč zeměmi Visegrádské čtyřky. Dle mého úsudku byl cíl práce naplněn.

Nezaměstnanost je relativně závažným makroekonomickým problémem. Velikost nezaměstnanosti je nejčastěji měřena pomocí míry nezaměstnanosti, ale i tato má své kritiky, kteří tvrdí, že oficiální míra nezaměstnanosti podhodnocuje její skutečnou úroveň. Prvním problémem jsou odrazení pracovníci, kteří tvrdí, že by práci chtěli, ale zatím žádnou nenašli, nebo tvrdí, že pro ně v současnosti neexistuje vhodné pracovní místo; na základě definice nezaměstnaného nemohou tito lidé spadat do kategorie nezaměstnaných, čímž zkreslují míru nezaměstnanosti. Druhým problémem jsou pracovníci s nuceně zkráceným úvazkem, kteří by chtěli pracovat na plný úvazek, ale tuto možnost nemají, jsou evidováni jako zaměstnaní, ale někteří ekonomové navrhuji, aby tito lidé byli bráni jako částečně nezaměstnaní.

O tom zdali je nezaměstnanost škodlivá či nikoliv rozhoduje délka trvání nezaměstnanosti. Za dlouhodobě nezaměstnaného je považován zpravidla ten, jenž nepracuje déle jak 12 měsíců (např. v USA je dlouhodobě nezaměstnaným již od 6-ti měsíců bez práce). Běžně je též využívána hranice 9 měsíců (v těchto měsících je úsilí o získání práce vysoké).

Dlouhodobě nezaměstnaní jsou na jedné straně vyplývanými zdroji (ztrácí dovednosti, motivaci, projevují se psychologické problémy, znehodnocuje se lidský kapitál), na straně druhé znamenají též plýtvání zdrojů (vysoké sociální podpory zatěžují veřejné rozpočty a samozřejmě klesají daňové příjmy). I ze strany zaměstnavatelů jsou preferováni spíše čerstvě nezaměstnaní než ti dlouhodobě nezaměstnaní. Právě dlouhodobá nezaměstnanost postihuje nejčastěji nepružnou, dlouhodobě zaměstnanou pracovní sílu; osoby nekvalifikované a s nízkým vzděláním; osoby s osobními či sociálními handicapy, etnické menšiny a imigranty, zdravotně postižené či problémové mladistvé.

Dlouhodobou nezaměstnanost je tedy nutné nějakým způsobem řešit. Existuje mnoho nástrojů, které by měly napomoci ke snížení dlouhodobé nezaměstnanosti. Například se jedná o tyto nástroje – přímé i nepřímé vytváření pracovních míst, efektivní aktivní politika zaměstnanosti, reforma trhu práce, snížení velikosti a délky dávek

v nezaměstnanosti, lepší vzdělávání, školení, zvyšování kvalifikace či příspěvky pro začínající podnikatele aj.

Otázkou je co ve skutečnosti působí na úroveň dlouhodobé nezaměstnanosti. Úroveň vzdělání je důležitým činitelem, jenž má účinek na dlouhodobou nezaměstnanost, ale rozhodujícím není pouze úroveň dosaženého vzdělání, nýbrž typ vzdělání, a to v neprospěch obecného vzdělání. Jiná studie prokázala, že lidé s nízkou úrovní vzdělání jsou více náchylní na pád do dlouhodobé nezaměstnanosti; avšak od věku 40 let klesají výnosy ze vzdělání. Co se týče inflace, tak dlouhodobě nezaměstnaní mají malý vliv na inflaci a délka trvání nezaměstnanosti závisí na inflační dynamice. Ochrana zaměstnanosti je též důležitým prvkem, jenž pozitivně působí na dlouhodobou nezaměstnanost, i když jiná studie prokázala, že přísnost ochrany zaměstnanosti nemá žádný vliv na dlouhodobou nezaměstnanost (nelze však hovořit plošně o všech zemích, viz skandinávské země – silné sociální státy). Velikost zdanění i míra odborové organizovanosti významně (pozitivně) ovlivňují úroveň dlouhodobé nezaměstnanosti. Naopak u HDP byl prokázán dlouhodobý negativní vztah. Co se týče dávek v nezaměstnanosti, zde se hovoří o tom, že právě dlouhodobé dávky v nezaměstnanosti vytvářejí dlouhodobou nezaměstnanost, protože tyto dávky snižují intenzitu hledání pracovního místa a ochotu přijmout nabídky k práci. Jiná studie prokázala, že mezi dlouhodobou nezaměstnaností a dlouhodobými dávkami v nezaměstnanosti existuje negativní vztah. Nástroj trhu práce, výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti, mají tendenci snižovat podíl dlouhodobě nezaměstnaných, ale vždy závisí na zvoleném typu programu a samozřejmě na tom, zda jsou tyto nástroje použity efektivně.

Nejen dlouhodobou nezaměstnanost, ale i jiné složitější makroekonomické otázky lze řešit pomocí modelů panelových dat. Panelová data představují kombinaci časových řad s průřezovými daty. Existují dva hlavní typy modelů, lze využít buď model základní (souhrnný), nebo model individuálních efektů. Mezi dva hlavní modely modelu individuálních efektů patří model náhodných efektů a model fixních efektů.

Základní model zachází se všemi pozorováními jako by pocházely ze stejného regresního modelu. Základní model je bez úrovně konstanty, a tímto se liší od následujících dvou modelů individuálních efektů. Model s fixními efekty značí regresní model s mnoha umělými (dummy) proměnnými. U tohoto typu modelů je umožněna korelace mezi fixním efektem a vysvětlující proměnnou. U modelu náhodných efektů je předpokladem právě nulová korelace mezi vysvětlujícími proměnnými a náhodným efektem. Model náhodných efektů nevyužívá dummy proměnných, naopak předpokládá, že

individuální efekty jsou náhodnými veličinami; i zde je zavedena odlišná úroňová konstanta pro každého jednotlivce, avšak ta je součástí náhodné složky. U obou modelů lze kromě odlišné úroňové konstanty pro jednotlivce zavést odlišné úroňové konstanty pro jednotlivá časová období. K rozhodnutí o tom, zdali použít model fixních nebo náhodných efektů slouží Hausmanův test.

Poslední kapitola byla zaměřena na samotné modelování dlouhodobé nezaměstnanosti v zemích Visegrádské čtyřky, a to za období let 1998 až 2009. Nejprve byl využit základní model, poté model s fixními efekty s cílem dosáhnout lepších výsledků. Model s náhodnými efekty použit nebyl, a to z důvodu malého rozsahu dat (kdy programem Eviews 7 nebylo umožněno testování průřezových ani časových náhodných efektů) a možná též z důvodu chybějících hodnot v některých časových řadách.

Nejlepším základním modelem z hlediska významnosti parametrů, (očistěného) koeficientu determinace, DW statistiky a reziduí vyšlo najevo, že dlouhodobou nezaměstnanost za předpokladu pozorování čtyř zemí nejvíce ovlivňuje ochrana zaměstnanosti, hrubý domácí produkt, čistá míra náhrady (která v podstatě motivuje či demotivuje k práci) a odborová organizovanost (specifikována zvlášť pro každou zemi). Na základě výsledků tohoto modelu jsou schopny výše zmíněné proměnné ovlivnit vývoj dlouhodobé nezaměstnanosti ze 71 %.

Následně byl zaveden model s časovými fixními efekty s cílem dosáhnout lepších výsledků. Jako nejlepší model s fixními efekty při posouzení všech kritérií (koeficient determinace, DW, rezidua...) byl přijat model, jenž vysvětluje chování dlouhodobé nezaměstnanosti pomocí výdajů na aktivní politiku zaměstnanosti, implicitní sazby daně a HDP, které bylo specifikováno pro každou zemi zvlášť. Po otestování nadbytečnosti fixních efektů bylo potvrzeno, že přidání časových fixních efektů je relevantní a přínosné.

Avšak významným předpokladem testování chování dlouhodobé nezaměstnanosti, který bylo nutno brát v potaz při interpretaci výsledků, byly institucionální předpoklady daných ekonomik. Každá země má jiné nastavení trhu práce, každá vysvětlující proměnná, jež byla v modelech využita, ovlivňuje dlouhodobou nezaměstnanost jiným způsobem (pozitivně či negativně) a to napříč jednotlivými zeměmi. To znamená, že to co platí v jedné zemi, neplatí v té druhé. Proto musely být tyto předpoklady základem chápání obou modelů. Určitě by bylo přínosné provést další výzkum této problematiky, který by více zohlednil odlišnosti v institucionálním nastavení ekonomik zvolených zemí.

POUŽITÁ LITERATURA

KNIŽNÍ TITULY

1. BALTAGI, Badi H., 2005. *Econometric analysis of panel data*. 3rd ed. Hoboken, NJ: J. Wiley. ISBN 04-700-1456-3.
2. BROŽOVÁ, Dagmar, 2006. *Kapitoly z ekonomie trhů práce*. Praha: Oeconomica. ISBN 80-245-1120-7.
3. FRANK, Robert H. a Ben S. BERNANKE, 2003. *Ekonomie*. Praha: Grada. Profesionál. ISBN 80-247-0471-4.
4. GREENE, William H., 2003 *Econometric analysis*. 5th ed. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall. ISBN 01-306-6189-9.
5. HANČLOVÁ, Jana et al., 2002. *Modelování a klasifikace regionálních trhů práce*. Ostrava: Vysoká škola báňská - Technická univerzita. ISBN 80-248-0220-1.
6. JURAIDA, Štěpán a Daniel MÜNICH, 2003. Understanding Czech Long-Term Unemployment. *Trh práce, nezaměstnanost, sociální politika*. Editoři: Tomáš SIROVÁTKA, Petr MAREŠ. Brno: Masarykova univerzita. ISBN 80-210-3048-8.
7. KENNEDY, Peter, 2003. *A guide to econometrics*. 5th ed. Cambridge, Mass.: MIT Press. ISBN 978-0-262-11280-2.
8. KOOP, Gary, 2008 *Introduction to econometrics*. 5th ed. Hoboken, NJ: John Wiley. ISBN 978-0-470-03270-1.
9. KUCHAR, Pavel, 2003. Dlouhodobá nezaměstnanost jako životní styl. *Trh práce, nezaměstnanost, sociální politika*. Editoři: Tomáš SIROVÁTKA, Petr MAREŠ. Brno: Masarykova univerzita. ISBN 80-210-3048-8.
10. MANKIW, N. Gregory, 2009. *Macroeconomics*. 7th ed. New York: Worth Publishers. ISBN 14-292-1887-8.
11. MAREŠ, Petr, 1998. *Nezaměstnanost jako sociální problém*. Vydání druhé. Praha: Slon - sociologické nakladatelství. ISBN 80-901-4249-4.
12. VERBEEK, Marno, 2008. *A guide to modern econometrics*. 3rd ed. Hoboken, NJ: John Wiley. ISBN 04-705-1769-7.
13. WOOLDRIDGE, Jeffrey M., 2002. *Econometric analysis of cross section and panel data*. 2nd ed. Cambridge, Mass.: MIT Press. ISBN 02-622-3219-7.

INTERNETOVÉ ZDROJE

14. AARONSON, Daniel, Bhaskhar MAZUMDER a Shani SCHECHTER, 2010. What is behind the rise in long-term unemployment?. *Economic Perspectives* [online]. Vol. 2010/Q II [cit. 2013-02-01]. Dostupné z: <http://ideas.repec.org/a/fip/fedhep/y2010iqiip28-51nv.34no.2.html>
15. BIRK, Angela, 2001. *Qualification-Mismatch and Long-Term Unemployment in a Growth-Matching Model* [online]. HWWA discussion paper, No.128 [cit. 2013-02-09]. ISSN 1616-4814; Dostupné z: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/26181/1/dp010128.pdf>

16. EUROPEAN UNION₁, 1995-2012. Statistics Database. *Eurostat* [online]. [cit. 2012-04-20]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=une_ltu_a&lang=en
17. EUROPEAN UNION₂, 1995-2012 Statistics Database. *Eurostat* [online]. [cit. 2012-04-20]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=une_ltu_a&lang=en
18. EUROSTAT, 2011. *Taxation trends in the European Union: data for the EU member states, Iceland and Norway*, [online] Luxembourg: Office for official publications of the European communities. [cit. 2013-04-10]. ISBN 978-927-9196-447. Dostupné z: http://ec.europa.eu/taxation_customs/resources/documents/taxation/gen_info/economic_analysis/tax_structures/2011/2011_full_text_en.pdf
19. *EViews 7: user's guide I*, 2009. Irvine CA: Quantitative Micro Software. ISBN 978-188-0411-407.
20. *EViews 7: user's guide II*, 2009. Irvine CA: Quantitative Micro Software. ISBN 978-188-0411-414.
21. GARROUSTE, Christelle, Kornelia KOZOVSKA a Elena ARJONA PEREZ, 2010. *Education and Long-Term Unemployment*. [cit. 2013-02-09]. MPRA Paper No. 25073. ISBN 978-92-79-16311-1 Dostupné z: <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/25073/>
22. GUICHARD, Stéphanie a Elena RUSTICELLI, 2010. *Assessing the Impact of the Financial Crisis on Structural Unemployment in OECD Countries*. OECD Economics Department Working Papers, No. 767, OECD Publishing. [cit. 2013-02-07]. Dostupné z: <http://dx.doi.org/10.1787/5kmftp8khfjg-en>
23. HEITGER, Bernhard, 2000. *Unemployment and Labour Market Rigidities in OECD Countries – The Impact of Taxes*. Kiel Institute of World Economics. Kiel Working Paper No. 985. [cit. 2013-02-11]. Dostupné z: <http://www.ifw-members.ifw-kiel.de/publications/unemployment-and-labour-market-rigidities-in-oecd-countries-the-impact-of-taxes/kap985.pdf>
24. CHILOSI, Alberto, 2010. *Stakeholder Protection, Varieties of Capitalism, and Long-Term Unemployment*. MPRA Paper No. 40207, [cit. 2013-02-08]. Dostupné z: http://mpa.ub.uni-muenchen.de/40207/1/MPRA_paper_40207.pdf
25. JUNANKAR, Pramod N. (Raja), 2011. *The Global Economic Crisis: Long-Term Unemployment in the OECD*. Discussion Paper No. 6057. [cit. 2013-02-09]. Dostupné z: <http://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp6057.htm>
26. LLAUDES, Ricardo, 2005. *Working paper series European Central Bank: The Phillips Curve and Long-term Unemployment* [online]. [cit. 2013-02-09]. ISSN 1725-2806. Dostupné z: <http://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20050441.html>
27. NICKELL, Stephen, 1997. Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America. *Journal of Economic Perspectives* [online]. Volume 11, Number 3, s. 55-74 [cit. 2013-02-08]. Dostupné z: <http://ideas.repec.org/a/aea/jecper/v11y1997i3p55-74.html>
28. OECD₁, 2012. OECD Factbook 2011-2012: Economic, Environmental and Social Statistics: Long-term unemployment. *OECD ilibrary* [online]. [cit. 2013-01-31]. Dostupné z: <http://www.oecd-ilibrary.org/sites/factbook-2011-en/07/02/02/index.html?contentType=&itemId=/content/chapter/factbook-2011-65->

[en&containerItemId=/content/serial/18147364&accessItemIds=&mimeType=text/h%20](http://stats.oecd.org/Index.aspx?QueryId=40549)

29. OECD₂, 2012. Economic Outlook No 92 - December 2012 - OECD Annual Projections: Real gross domestic product, forecast. *OECD.StatExtracts* [online]. [cit. 2012-04-20]. Dostupné z: <http://stats.oecd.org/Index.aspx?QueryId=40549>
30. OECD₃, 2012. Consumer Prices (MEI): Consumer prices - Annual inflation. *OECD.StatExtracts* [online]. [cit. 2012-04-20]. Dostupné z: <http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=22519>
31. OECD₄, 2012 Public expenditure and participant stocks on LMP: Public expenditure of LMP by main categories (% GDP). *OECD.StatExtracts* [online]. [cit. 2012-04-20]. Dostupné z: <http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=28935>
32. OECD₅, 2009. OECD Indicators of Employment Protection: Employment protection annual time series data 1985-2008. *OECD* [online]. [cit. 2012-04-20]. Dostupné z: <http://www.oecd.org/employment/emp/oecdindicatorsofemploymentprotection.htm>
33. OECD₆, 2011. Online OECD Employment database: Trade union density in OECD countries, 1960-2011. *OECD* [online]. [cit. 2012-04-20]. Dostupné z: <http://www.oecd.org/els/emp/onlineoecdemploymentdatabase.htm>
34. SARKAR, Prabirjit, 2011. *Does employment protection lead to unemployment? A panel data analysis of OECD countries, 1990-2008*, [online]. MPRA Paper No. 35547, [cit. 2013-02-08]. Dostupné z: <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/35547/>
35. SCARPETTA, Stefano, 1996. Assessing the Role of Labour Market Policies and Institutional Settings on Unemployment: A Cross-Country Study. *OECD Economic Studies* [online]. 1996/1, no.26 [cit. 2013-02-04]. Dostupné z: www.oecd.org/dataoecd/60/29/2502834.pdf
36. VAN VLIET, Olaf a Koen CAMINADA, 2012. Unemployment Replacement Rates Dataset. *Universiteit Leiden* [online]. [cit. 2013-04-18]. Dostupné z: <http://media.leidenuniv.nl/legacy/neujobs-vanvliet-%26-caminada-24-01-2012.pdf>
37. WOLBERS, Maarten H. J, 2000. The Effects of Level of Education on Mobility between Employment and Unemployment in the Netherlands. *European Sociological Review* [online]. Vol.16, no.2, s. 185-200 [cit. 2013-02-02]. Dostupné z: www.socsci.ru.nl/~maartenw/esr00-2.pdf
38. ŽDÁREK, Václav, 2009. Cenová konvergence České republiky a nových členských zemí EU k eurozóně. Working Paper č.04/2009. *VSEM.cz* [online]. [cit. 2013-04-12]. ISSN 1801-4496. Dostupné z: <http://www.vsem.cz/data/data/ces-soubory/working-paper/wp2009-4.pdf>

SEZNAM ZKRATEK

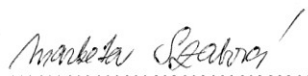
APZ	Výdaje na aktivní politiku zaměstnanosti
CMN	Čistá míra náhrady
CPI	Index spotřebitelských cen
ČR	Česká republika
DN	Dlouhodobá nezaměstnanost
DW	Durbin - Watson
EGLS	Estimátor náhodných efektů
GLS	Zobecněná metoda nejmenších čtverců
HDP	Hrubý domácí produkt
ISD	Implicitní sazba daně na práci
LSDV	Odhad nejmenších čtverců s dummy proměnnými
OECD	Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj
OH	Odborová organizovanost
OLS	Metoda nejmenších čtverců
OTP	Ochrana zaměstnanosti
USA	Spojené státy americké
V4	Visegrádská čtyřka
ZV	Podíl osob se základním vzděláním na ekonomicky aktivním obyv.

PROHLÁŠENÍ O VYUŽITÍ VÝSLEDKŮ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Prohlašuji, že

- jsem byl(a) seznámen(a) s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 26.4.2013


.....

jméno a příjmení studenta

SEZNAM PŘÍLOH

Příloha 1 – Korelace proměnných – Česká republika	1
Příloha 2 – Korelace proměnných – Maďarsko.....	2
Příloha 3 – Korelace proměnných – Polsko	3
Příloha 4 – Korelace proměnných – Slovensko.....	4
Příloha 5 – Testování panelové stacionarity – CMN, OTP, ZPOZHDP	5
Příloha 6 – Deskriptivní statistika reziduí – základní model.....	6
Příloha 7 – Deskriptivní statistika reziduí – model s fixními efekty	7
Příloha 8 – Vstupní data	8

PŘÍLOHY

Příloha 1 – Korelace proměnných – Česká republika

Correlations

		DN_cz	CMN_cz	ISD_cz	zpozHDP_cz	CPI_cz	OH_cz	APZ_cz	OTP_cz	ZV_cz
DN_cz	Pearson Correlation	1	-,274	,630*	,571	-,296	-,459	,631*	,454	-,398
	Sig. (2-tailed)		,390	,028	,067	,351	,133	,028	,160	,200
	N	12	12	12	11	12	12	12	11	12
CMN_cz	Pearson Correlation	-,274	1	-,710**	,356	-,046	-,593*	,315	,092	-,487
	Sig. (2-tailed)	,390		,010	,283	,887	,042	,319	,787	,108
	N	12	12	12	11	12	12	12	11	12
ISD_cz	Pearson Correlation	,630*	-,710**	1	,124	-,006	,217	,075	,229	,074
	Sig. (2-tailed)	,028	,010		,717	,986	,498	,817	,499	,819
	N	12	12	12	11	12	12	12	11	12
zpozHDP_cz	Pearson Correlation	,571	,356	,124	1	,361	-,814**	,823**	,621	-,666*
	Sig. (2-tailed)	,067	,283	,717		,276	,002	,002	,055	,025
	N	11	11	11	11	11	11	11	10	11
CPI_cz	Pearson Correlation	-,296	-,046	-,006	,361	1	,473	-,476	-,187	,476
	Sig. (2-tailed)	,351	,887	,986	,276		,121	,118	,582	,118
	N	12	12	12	11	12	12	12	11	12
OH_cz	Pearson Correlation	-,459	-,593*	,217	-,814**	,473	1	-,842**	-,551	,933**
	Sig. (2-tailed)	,133	,042	,498	,002	,121		,001	,079	,000
	N	12	12	12	11	12	12	12	11	12
APZ_cz	Pearson Correlation	,631*	,315	,075	,823**	-,476	-,842**	1	,646*	-,771**
	Sig. (2-tailed)	,028	,319	,817	,002	,118	,001		,032	,003
	N	12	12	12	11	12	12	12	11	12
OTP_cz	Pearson Correlation	,454	,092	,229	,621	-,187	-,551	,646*	1	-,558
	Sig. (2-tailed)	,160	,787	,499	,055	,582	,079	,032		,074
	N	11	11	11	10	11	11	11	11	11
ZV_cz	Pearson Correlation	-,398	-,487	,074	-,666*	,476	,933**	-,771**	-,558	1
	Sig. (2-tailed)	,200	,108	,819	,025	,118	,000	,003	,074	
	N	12	12	12	11	12	12	12	11	12

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Příloha 2 – Korelace proměnných – Maďarsko

Correlations

		DN_hu	CMN_hu	ISD_hu	zpozHDP_hu	CPI_hu	OH_hu	APZ_hu	OTP_hu	ZV_hu
DN_hu	Pearson Correlation	1	,527	,507	,032	,800**	,717*	-,246	-,330	,111
	Sig. (2-tailed)		,078	,092	,925	,002	,013	,466	,322	,731
	N	12	12	12	11	12	11	11	11	12
CMN_hu	Pearson Correlation	,527	1	,316	,553	,748**	,875**	,462	-,892**	-,417
	Sig. (2-tailed)	,078		,317	,077	,005	,000	,153	,000	,177
	N	12	12	12	11	12	11	11	11	12
ISD_hu	Pearson Correlation	,507	,316	1	-,536	,588*	,535	,408	-,417	,392
	Sig. (2-tailed)	,092	,317		,089	,044	,090	,212	,202	,208
	N	12	12	12	11	12	11	11	11	12
zpozHDP_hu	Pearson Correlation	,032	,553	-,536	1	,116	,165	,010	-,297	-,581
	Sig. (2-tailed)	,925	,077	,089		,735	,649	,978	,405	,061
	N	11	11	11	11	11	10	10	10	11
CPI_hu	Pearson Correlation	,800**	,748**	,588*	,116	1	,881**	,184	-,585	-,074
	Sig. (2-tailed)	,002	,005	,044	,735		,000	,588	,059	,819
	N	12	12	12	11	12	11	11	11	12
OH_hu	Pearson Correlation	,717*	,875**	,535	,165	,881**	1	,396	-,709*	-,006
	Sig. (2-tailed)	,013	,000	,090	,649	,000		,258	,014	,987
	N	11	11	11	10	11	11	10	11	11
APZ_hu	Pearson Correlation	-,246	,462	,408	,010	,184	,396	1	-,888**	-,098
	Sig. (2-tailed)	,466	,153	,212	,978	,588	,258		,001	,775
	N	11	11	11	10	11	10	11	10	11
OTP_hu	Pearson Correlation	-,330	-,892**	-,417	-,297	-,585	-,709*	-,888**	1	,232
	Sig. (2-tailed)	,322	,000	,202	,405	,059	,014	,001		,493
	N	11	11	11	10	11	11	10	11	11
ZV_hu	Pearson Correlation	,111	-,417	,392	-,581	-,074	-,006	-,098	,232	1
	Sig. (2-tailed)	,731	,177	,208	,061	,819	,987	,775	,493	
	N	12	12	12	11	12	11	11	11	12

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

* . Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Příloha 3 – Korelace proměnných - Polsko

Correlations

		DN_pl	CMN_pl	ISD_pl	zpozHDP_pl	CPI_pl	OH_pl	APZ_pl	OTP_pl	ZV_pl
DN_pl	Pearson Correlation	1	,641 [*]	,332	-,551	-,367	,238	-,561	,087	,215
	Sig. (2-tailed)		,025	,292	,079	,240	,457	,058	,799	,502
	N	12	12	12	11	12	12	12	11	12
CMN_pl	Pearson Correlation	,641 [*]	1	,499	-,678 [*]	,332	,863 ^{**}	-,760 ^{**}	-,655 [*]	,836 ^{**}
	Sig. (2-tailed)	,025		,099	,022	,292	,000	,004	,029	,001
	N	12	12	12	11	12	12	12	11	12
ISD_pl	Pearson Correlation	,332	,499	1	,135	,391	,426	-,119	-,035	,458
	Sig. (2-tailed)	,292	,099		,691	,209	,167	,713	,918	,135
	N	12	12	12	11	12	12	12	11	12
zpozHDP_pl	Pearson Correlation	-,551	-,678 [*]	,135	1	,356	-,572	,567	,484	-,362
	Sig. (2-tailed)	,079	,022	,691		,283	,066	,069	,156	,273
	N	11	11	11	11	11	11	11	10	11
CPI_pl	Pearson Correlation	-,367	,332	,391	,356	1	,603 [*]	-,142	-,470	,696 [*]
	Sig. (2-tailed)	,240	,292	,209	,283		,038	,661	,145	,012
	N	12	12	12	11	12	12	12	11	12
OH_pl	Pearson Correlation	,238	,863 ^{**}	,426	-,572	,603 [*]	1	-,607 [*]	-,795 ^{**}	,944 ^{**}
	Sig. (2-tailed)	,457	,000	,167	,066	,038		,036	,003	,000
	N	12	12	12	11	12	12	12	11	12
APZ_pl	Pearson Correlation	-,561	-,760 ^{**}	-,119	,567	-,142	-,607 [*]	1	,717 [*]	-,692 [*]
	Sig. (2-tailed)	,058	,004	,713	,069	,661	,036		,013	,013
	N	12	12	12	11	12	12	12	11	12
OTP_pl	Pearson Correlation	,087	-,655 [*]	-,035	,484	-,470	-,795 ^{**}	,717 [*]	1	-,811 ^{**}
	Sig. (2-tailed)	,799	,029	,918	,156	,145	,003	,013		,002
	N	11	11	11	10	11	11	11	11	11
ZV_pl	Pearson Correlation	,215	,836 ^{**}	,458	-,362	,696 [*]	,944 ^{**}	-,692 [*]	-,811 ^{**}	1
	Sig. (2-tailed)	,502	,001	,135	,273	,012	,000	,013	,002	
	N	12	12	12	11	12	12	12	11	12

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Příloha 4 – Korelace proměnných – Slovensko

Correlations

		DN_sk	CMN_sk	ISD_sk	zpozHDP_sk	CPI_sk	OH_sk	APZ_sk	OTP_sk	ZV_sk
DN_sk	Pearson Correlation	1	,294	-,671*	,568	-,543	-,927**	,039	-,817**	-,435
	Sig. (2-tailed)		,353	,017	,068	,068	,000	,903	,002	,158
	N	12	12	12	11	12	11	12	11	12
CMN_sk	Pearson Correlation	,294	1	-,623*	,732*	-,379	-,537	-,656*	-,553	-,381
	Sig. (2-tailed)	,353		,031	,010	,224	,089	,021	,078	,222
	N	12	12	12	11	12	11	12	11	12
ISD_sk	Pearson Correlation	-,671*	-,623*	1	-,688*	,668*	,884**	,439	,805**	,790**
	Sig. (2-tailed)	,017	,031		,019	,018	,000	,153	,003	,002
	N	12	12	12	11	12	11	12	11	12
zpozHDP_sk	Pearson Correlation	,568	,732*	-,688*	1	-,581	-,856**	-,455	-,675*	-,630*
	Sig. (2-tailed)	,068	,010	,019		,061	,002	,159	,032	,038
	N	11	11	11	11	11	10	11	10	11
CPI_sk	Pearson Correlation	-,543	-,379	,668*	-,581	1	,663*	-,058	,457	,621*
	Sig. (2-tailed)	,068	,224	,018	,061		,026	,858	,158	,031
	N	12	12	12	11	12	11	12	11	12
OH_sk	Pearson Correlation	-,927**	-,537	,884**	-,856**	,663*	1	,344	,839**	,931**
	Sig. (2-tailed)	,000	,089	,000	,002	,026		,300	,001	,000
	N	11	11	11	10	11	11	11	11	11
APZ_sk	Pearson Correlation	,039	-,656*	,439	-,455	-,058	,344	1	,434	,498
	Sig. (2-tailed)	,903	,021	,153	,159	,858	,300		,182	,099
	N	12	12	12	11	12	11	12	11	12
OTP_sk	Pearson Correlation	-,817**	-,553	,805**	-,675*	,457	,839**	,434	1	,677*
	Sig. (2-tailed)	,002	,078	,003	,032	,158	,001	,182		,022
	N	11	11	11	10	11	11	11	11	11
ZV_sk	Pearson Correlation	-,435	-,381	,790**	-,630*	,621*	,931**	,498	,677*	1
	Sig. (2-tailed)	,158	,222	,002	,038	,031	,000	,099	,022	
	N	12	12	12	11	12	11	12	11	12

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Příloha 5 – Testování stacionarity – CMN, OTP, ZPOZHDP

Pool unit root test: Summary
 Series: CMN_CZ, CMN_HU, CMN_PL, CMN_SK
 Date: 04/09/13 Time: 15:49
 Sample: 1998 2009
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-0.72543	0.2341	4	43
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	1.19562	0.8841	4	43
ADF - Fisher Chi-square	5.01505	0.7560	4	43
PP - Fisher Chi-square	3.84611	0.8707	4	44

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Pool unit root test: Summary
 Series: OTP_CZ, OTP_HU, OTP_PL, OTP_SK
 Date: 04/09/13 Time: 15:50
 Sample: 1998 2009
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-1.11422	0.1326	4	40
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.72903	0.7670	4	40
ADF - Fisher Chi-square	3.80509	0.8743	4	40
PP - Fisher Chi-square	3.40398	0.9065	4	40

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Pool unit root test: Summary
 Series: ZPOZHDP_CZ, ZPOZHDP_HU, ZPOZHDP_PL, ZPOZHDP_SK
 Date: 04/09/13 Time: 15:50
 Sample: 1998 2009
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-1.24238	0.1070	4	39
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.01924	0.4923	4	39
ADF - Fisher Chi-square	6.15158	0.6303	4	39
PP - Fisher Chi-square	6.69207	0.5702	4	40

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Příloha 6 – Deskriptivní statistika reziduí – základní model

	RESID_CZ	RESID_HU	RESID_PL	RESID_SK
Mean	-0.032933	-0.188054	-0.058527	0.540532
Median	0.828906	-0.571000	0.838478	1.236360
Maximum	6.575518	5.353879	6.343858	11.85456
Minimum	-7.547536	-4.495480	-11.38348	-16.76355
Std. Dev.	4.535332	3.314589	4.851669	7.858481
Skewness	-0.358844	0.202124	-1.157192	-0.833007
Kurtosis	2.184454	1.817253	4.142645	3.584223
Jarque-Bera	0.491746	0.650961	2.775837	1.298716
Probability	0.782021	0.722180	0.249594	0.522381
Sum	-0.329327	-1.880540	-0.585269	5.405324
Sum Sq. Dev.	185.1231	98.87849	211.8483	555.8016
Observations	10	10	10	10

Příloha 7 – Deskriptivní statistika reziduí – model s fixními efekty

	RESID_CZ	RESID_SK	RESID_HU	RESID_PL
Mean	-0.601976	-0.035273	0.954942	-0.317692
Median	-0.162623	-0.015965	-0.272541	0.924286
Maximum	6.067585	4.819479	10.77454	4.042468
Minimum	-6.827013	-6.436384	-4.206018	-8.705417
Std. Dev.	3.451005	2.807739	4.526528	4.059554
Skewness	0.024995	-0.753418	1.038211	-1.150968
Kurtosis	3.230143	4.460923	3.208611	3.045807
Jarque-Bera	0.023110	1.835354	1.814603	2.208755
Probability	0.988511	0.399446	0.403612	0.331417
Sum	-6.019763	-0.352731	9.549416	-3.176921
Sum Sq. Dev.	107.1849	70.95061	184.4051	148.3198
Observations	10	10	10	10

Příloha 8 – Vstupní data

	DN_cz	CMN_cz	ISD_cz	HDP_cz	CPI_cz	OH_cz	APZ_cz	OTP_cz	ZV_cz
1998	30,9	45	40,70	-0,20	10,70	32,10	0,12	1,94	38,3
1999	36,7	45	40,50	1,70	2,10	30,00	0,17	1,94	38,1
2000	48,6	45	40,70	4,20	3,90	27,20	0,20	1,94	37,7
2001	52,1	45	40,30	3,10	4,70	23,60	0,20	1,94	36,4
2002	50,2	45	41,20	2,10	1,80	22,20	0,18	1,94	32,7
2003	48,8	45	41,40	3,80	0,10	22,30	0,19	1,94	31,2
2004	51,0	45	41,80	4,70	2,80	21,00	0,25	1,94	30,8
2005	53,0	45	41,70	6,80	1,90	19,70	0,25	2,10	29,9
2006	54,2	45	41,20	7,00	2,60	18,70	0,26	2,10	30,8
2007	52,2	48	41,50	5,70	3,00	17,90	0,25	1,99	30,4
2008	49,2	48	39,20	3,10	6,30	17,40	0,23	1,99	29,9
2009	30,0	49	36,40	-4,70	1,00	17,30	0,22		30,2

	DN_hu	CMN_hu	ISD_hu	HDP_hu	CPI_hu	OH_hu	APZ_hu	OTP_hu	ZV_hu
1998	49,7	48	41,80	4,10	14,20	27,60	0,38	1,54	33,00
1999	48,1	48	41,90	3,20	10,00	24,50	0,40	1,54	31,90
2000	48,0	42	41,40	4,20	9,80	21,70	0,38	1,54	32,90
2001	45,4	45	40,90	3,70	9,10	20,00	0,46	1,54	32,70
2002	43,4	42	41,20	4,50	5,30	17,40	0,50	1,54	32,30
2003	41,1	40	39,30	3,90	4,70	17,90		1,75	32,40
2004	44,0	39	38,30	4,80	6,70	16,90	0,30	1,75	31,20
2005	45,0	39	38,40	4,00	3,60	17,50	0,30	1,75	32,70
2006	45,1	37	38,80	3,90	3,90	17,00	0,28	1,75	33,10
2007	46,8	36	41,00	0,10	8,00	16,90	0,27	1,85	33,10
2008	46,5	35	42,10	0,90	6,00	16,80	0,27	1,85	33,50
2009	41,6	34	41,00	-6,80	4,20		0,45		33,50

	DN_pl	CMN_pl	ISD_pl	HDP_pl	CPI_pl	OH_pl	APZ_pl	OTP_pl	ZV_pl
1998	46,6	32	35,60	5,00	11,60	28,60	0,46	1,86	38,30
1999	43,1	30	35,80	4,50	7,20	26,00	0,38	1,86	37,00
2000	46,1	30	33,50	4,30	9,90	24,20	0,25	1,86	36,70
2001	50,2	30	33,20	1,20	5,40	22,50	0,25	1,86	36,90
2002	54,7	31	32,40	1,40	1,90	24,10	0,22	1,65	34,80
2003	55,9	30	32,70	3,90	0,70	23,70	0,40	2,07	33,10
2004	54,0	30	32,70	5,30	3,40	19,70	0,35	2,19	32,60
2005	57,7	29	33,80	3,60	2,20	19,00	0,42	2,19	32,40
2006	56,1	29	35,30	6,20	1,30	16,80	0,45	2,19	30,50
2007	51,3	26	34,10	6,80	2,40	15,20	0,50	2,19	29,80
2008	33,5	25	32,60	5,10	4,20	15,60	0,56	2,19	29,30
2009	30,3	24	30,70	1,60	3,80	15,10	0,62		29,10

Pokračování přílohy 8

	DN_sk	CMN_sk	ISD_sk	HDP_sk	CPI_sk	OH_sk	APZ_sk	OTP_sk	ZV_sk
1998	51,5	56	38,00	4,40	6,70	36,10	0,39	2,17	32,60
1999	47,8	66	37,40	0,00	10,60	34,20	0,21	2,17	30,90
2000	54,7	51	36,30	1,40	12,00	32,30	0,31	2,17	29,50
2001	58,6	55	37,10	3,50	7,30	30,50	0,36	2,17	29,80
2002	65,2	53	36,70	4,60	3,10	27,40	0,41	2,17	28,80
2003	65,2	54	36,10	4,80	8,60	26,10	0,29	1,74	28,70
2004	64,7	64	34,50	5,10	7,50	23,60	0,24	1,74	28,90
2005	71,9	64	32,90	6,70	2,70	22,80	0,34	1,74	28,60
2006	76,3	64	30,40	8,30	4,50	20,60	0,32	1,74	28,30
2007	74,2	64	31,00	10,50	2,80	18,80	0,22	1,74	26,80
2008	69,6	65	33,10	5,80	4,60	17,20	0,26	1,82	26,30
2009	54,0	63	31,20	-4,90	1,60		0,22		24,50

Zdroje: EUROPEAN UNION₁; EUROPEAN UNION₂; OECD₂; OECD₃; OECD₄; OECD₅; OECD₆; VAN VLIET a CAMINADA, 2012